430.51
5531 / v.47
#18627

ISSN 0376-477X

中華農業研究

第四十七卷　　第一期

目　次

仙草優良品系區域適應性試驗………胡敏夫　姜金龍　龔財立　呂秀英　劉新裕… 1

分段直線迴歸模式與傳統迴歸法
　在評估作物對環境之非線性反應的比較研究………………………………呂秀英…12

種子水分含量下降速率之探討……………………范明仁　魏趨閑　許庭榮　黃宜玫…28

雌雄異花同株菠菜品系之選育……………………王三太　蕭吉雄　曹幸之　曾明懋…54

不同萵苣栽培品種間的硝態氮含量調查………王三太　林深林　張武男　蕭吉雄…63

氣流屏蔽式施藥系統之設計評估…………………………蔡致榮　H. Erdal Ozkan…71

中華民國八十七年三月
臺灣省農業試驗所出版
中華民國 臺灣省 臺中縣 霧峰鄉

中華農業研究（Jour. Agric. Res. China）47(1)：1～11（1998）

仙草優良品系區域適應性試驗[1]

胡敏夫[2]　姜金龍[3]　龔財立[3]　呂秀英[2]　劉新裕[2]

摘要：以本所新選育的78-S-1及78-T-1及桃園區改良場選育之TYY3及TYY4等四個山草品系，於臺灣北、中及南部五個區域進行二年試驗，探討各區域不同年度間氣候因子對乾株、乾葉產量及葉凝膠品質表現與仙草生長的影響，並分析此等品系之適應性及三項主要農藝性狀之穩定性。試驗結果發現雨量因子影響仙草生育比氣溫與日照時數因子大；乾株及乾葉產量表現，78-S-1及78-T-1二品系，於中南部地區表現較佳，而TYY3及TYY4品系則於北部地區表現較優。葉凝膠品質比較各區均以TYY3品系最高，次爲78-T-1品系，而TYY4品系最低。綜合合併兩年五地區之變方分析結果，發現乾株、乾葉產量及葉凝膠品質等三項性狀之環境主效應均呈極顯著，品系間之乾葉產量及葉凝膠品質性狀亦呈極顯著效應，同時，三項性狀之環境與品系交感效應均呈極顯著效應。由環境指標估值結果，發現嘉義縣水上鄉之環境最適，苗栗縣銅鑼區最差。穩定性分析結果，乾株產量以TYY3品的表現最穩定，但高產潛力比78-T-1品系小，而78-S-1品系雖乾株產量最高，惟表現最不穩定；乾葉產量表現亦以TYY3品系現較穩定，78-S-1品系雖屬穩定，但表現最差；葉凝膠品質表現，則以78-T-1品系最穩定，而TYY3品系雖最高，但表現最不穩定。

關鍵詞：仙草、環境指標估值、穩定性分析。

前　言

仙草（*Mesona procumbens* Hemsl.）自古以來，被民間視爲一種保健作物，並廣爲利用已有相當長的歷史與經驗(4)，尤於近年來人們生活普遍的富裕，在其基本生活之需求物質不虞匱乏之際，尋求更高一層需要，已成人類的一種慾望，其中有關尋求養生保健，爲當今最爲人們所樂道。仙草具有保健的功效，加上最近產品多樣化的研發，因而農家紛紛興起種植仙草的風潮。

臺灣栽培的仙草品種，皆爲就近蒐集於山麓的原生種，因此，各地區種植的品種具有其適應該地區環境的特性。於北部之關西地區而言，農民種植之品種，據過去調查雖有大葉匍匐種、大葉直立種、小葉匍匐種及小葉直立種等四種(5)，惟目前均盛行種植大葉匍匐種；南部地區之水上鄉一帶則喜種植直立種；前者經本所進行二年觀察試驗及二年品系比較試驗，發現其產量及品質表現仍不如新選品系(6)，後者因素嘉義地區農民自古以來均採用種子播種育苗，進行移植栽培，長久間之自然雜交，種質駁雜，變異頗大，導致產量與品質均不穩定。

新選品系78-S-1，係選自水上鄉地方栽培之優良單株，經選優去劣行無性繁殖育成，78-T-1品系則選自銅鑼地區之優良單株；TYY3及TYY4二品系爲桃園區改良場，分別從關西鎮及東部地區選出，四品系均原產於不同環境，經多年馴化栽培，其表現型之優異性狀爲育種及栽培者所喜愛，但對其他環境適應之特性，則有必要進一步探究。

---

1. 臺灣省農業試驗所　研究報告 1926 號。
2. 本所農藝系助理研究員、副研究員及研究員。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。
3. 桃園區農業改良場副研究員及助理研究員。臺灣省　桃園縣　新屋鄉。

仙草之育種目標爲高產、葉率高、抗病及抗旱與植體凝膠強度高等特性，而此特性除因品種不同有影響外，亦深受栽培技術與環境所左右，因此，選育一新品系於推廣之前，實有必要於不同環境下進行栽培，以調查其對環境之適應性、產量與葉之凝膠強度之穩定性。本文乃就上述四新品系，於1994年至1995間，在北、中及南生產區之五處所試種結果，將所得之試驗資料整理與統計分析，以作爲將來育種及栽培之參考。

材料與方法

以本所選育78-S-1及78-T-1與桃園區改良場選育之TYY3及TYY4等四品系爲供試材料，試驗方法採 RCBD 設計，4 重複，3 行區，行長9m，行株距爲1.4×0.9m，於2～3月間育苗，3 月底至4 月初間種植於本田，種植地點爲北部新竹縣關西鎮、桃改場、中部苗栗縣之銅鑼及農試所與南部嘉義縣之水上鄉等五處所，試驗期間分二年進行。田間管理方法乃於種植前先進行整地作畦，畦溝內施用醱酵雞糞及三分之一化肥，然後耙平畦面。醱酵雞糞（N 1.63%，P_2O_5 1.54%，K_2O 0.85%）施用量爲5,000kg/ha，化肥以複合 1 號爲主，每公頃施用620kg，施用方法則以三分之一作基肥，三分之二作追肥施用，追肥施用時間於植後60及90天分別施用各三分之一量。生育期間視田土乾旱狀況適時分別灌溉2～3次，至10月間分別收穫。

調查項目爲各區域之每月平均氣溫、累計雨量及日照時數、平均公頃乾株產量、葉率、葉產量及葉凝膠強度等。凝膠強度測定[2,7,9]，乃取仙草葉40g，加水600cc及3g碳酸鈉，蒸煮沸騰2.5小時，過濾後取原汁稀釋爲全可溶性物之1 Brix 溶液，加熱煮沸後，再添加2%澱粉（事先用水調溶），快速攪拌使其凝膠，靜置冷卻待其成膠凍，然後開始測定。測定儀器使用Rheometer,NRM-2010 J-CW，測定條件爲感頭 4 號套頭（adapter），直徑5mm，載物台速度每分鐘30cm。

試驗資料整理後，進行綜合變方分析、差異性個別比較測驗及穩定性分析，穩定性分析則利用呂氏所寫之程式[3]。

結果與討論

一、各區域之氣候狀況

以1994年與1995年氣候資料分析（圖 1 及 2）[1]，發現兩年五地區之氣溫均以 6 、7 及 8 月較高，約維持於27～28°C左右，即區域雖有南北差異，但氣溫變化甚微；年度間比較，則1995年之 9 及10月份氣溫比1994年稍高。

每月雨量分佈之累計量，1994年均集中於 7 及 8 月間，最多於嘉義縣水上鄉曾達922mm，桃園區最少亦達410mm；6 月份雨量則從91mm（桃園區）至280mm（水上鄉）；7 月份累計量爲104 mm（桃園區）至474mm（臺中區）。1995年每月雨量分佈則與1994年不同，高雨量期卻集中於 6 及 7 月份，而 8 月份後較少，6 月份最少雨量區爲桃園區75mm，最多雨量區仍於水上鄉達396mm，而苗栗及臺中區亦達300mm以上；7 月份雨量明顯增加，最少尚有113mm（桃園區），最多達532mm（臺中區），即本年雨量提早降臨，此對仙草初期生育有助益。

日照時數調查，發現1994年 5 月至10月份計 6 個月份，從北至南平均月之日照時數依序桃園地區爲174.2小時，新竹地區爲199.1小時，苗栗地區爲228.3小時，臺中地區爲180.6小時，嘉義縣水上地區爲175.6小時；1995年依序各爲170.4小時、177.8小時、243.7小時、83.8小時及181.1小時，即兩年平均月之日照時數以苗栗地區有較多之日照時數，次爲新竹地區及水上地區，而桃園地區兩年間之月平均日照時數較穩定，其累計量均維持在170小時左右，但臺中地區第二年日照數反而減少一半。

二、主要農藝性狀之表現

第一年試驗結果如表 1，發現每公頃平均乾株產量，TYY3及TYY4品系於北部之桃園及新竹關

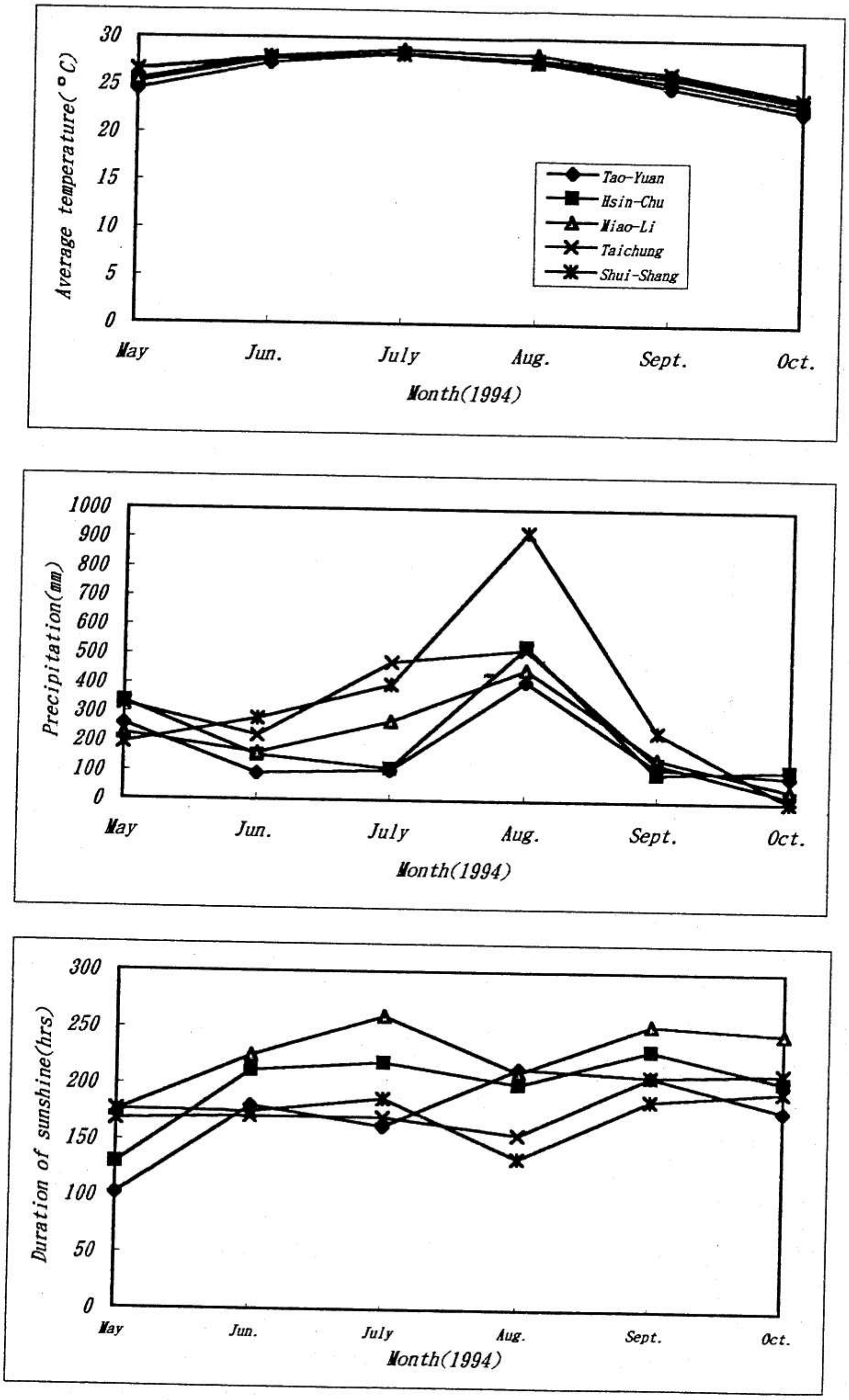

圖 1. 仙草生長期間各區域之第一年月平均氣溫、雨量及日照時數變化

Fig. 1. Changes of average monthly temperature, precipitation and sunshine duration during the growth period of hsian-tsao plants cultivated at different locations in 1994.

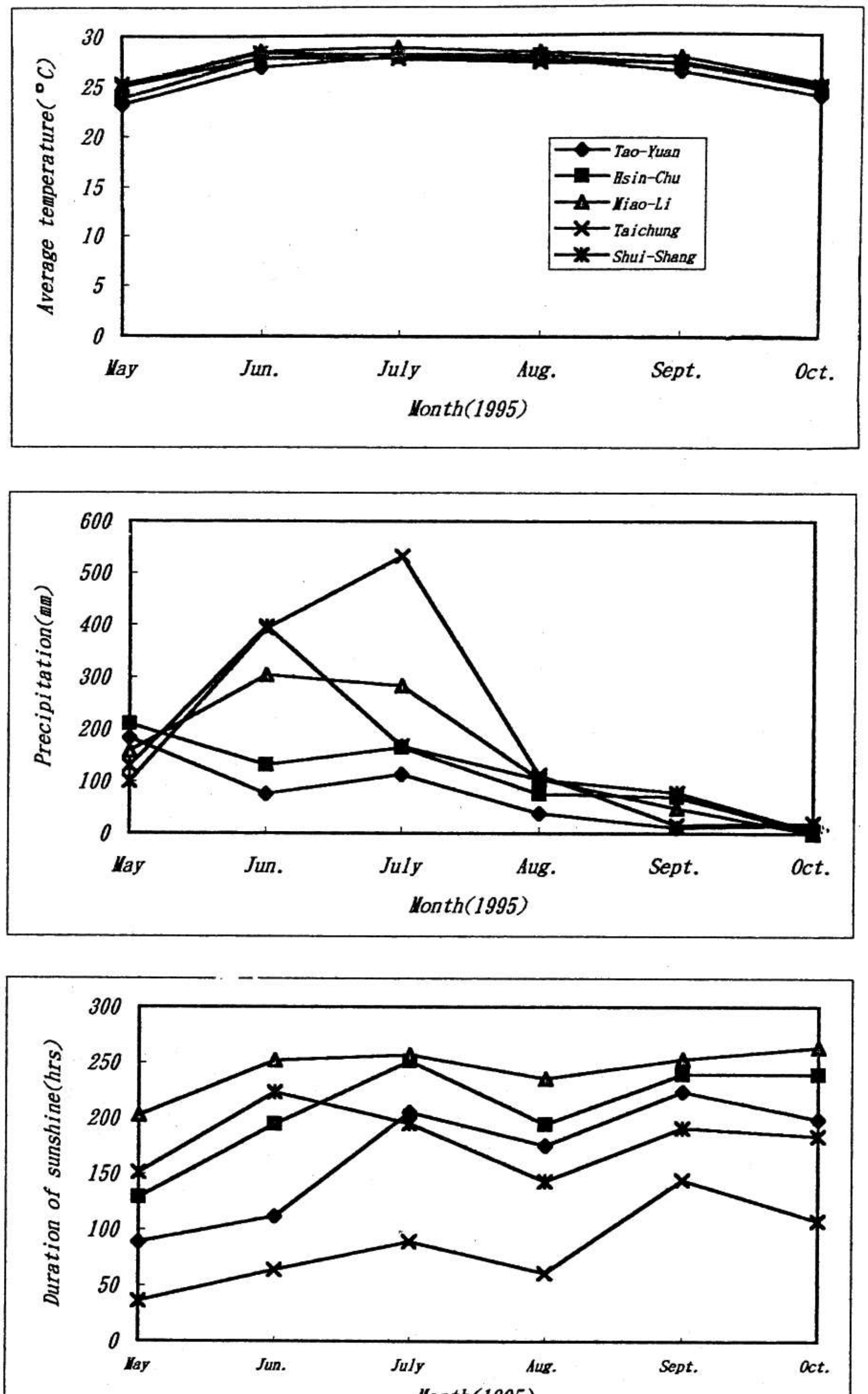

圖 2. 仙草生長期間各區域之第二年月平均氣溫、雨量及日照時數變化

Fig. 2. Changes of average monthly temperature, precipitation and sunshine duration during the growth period of hsian-tsao plants cultivated at different locations in 1995.

西地區較高，而78-S-1及78-T-1兩品系則於中、南部之臺中及水上地區較高，尤於在水上鄉均高達10,000kg以上。苗栗地區之各品系乾草產量均表現較低，此乃該年5及6月份雨量較少，因而初期生育未能獲取較多水分供生長，以及7、8及9月日照較強所致。至於水上地區四品系均達高產，很明顯係因7、8月有充沛的累計雨量所使然。

表 1. 仙草優良品系第一年各地區種植之主要農藝性狀與葉凝膠強度表現

Table 1. Performance of main agronomic characteristics and gel formation strength of different hsian-tsao strains in regional trials in 1994.

Location/ Strain	Dry plant yield (kg/ha)	Cane length (cm)	Leaf weight /whole plant (%)	Dry leaf yield (kg/ha)	Gel formation strength (g/cm²)
A[z] TYY4	6,947a[y]	97.1b	33.6a	2,337a	59.2ab
78-S-1	5,250b	120.5a	27.4b	1,439c	36.4b
78-T-1	5,228b	105.0ab	32.2ab	1,683b	30.2b
TYY3(ck)	6,940a	121.3a	36.3a	2,517a	71.0a
Average	6,901	111.0	32.4	1,994	49.2
B TYY4	6,935a	94.7c	32.0a	2,221a	22.1b
78-S-1	5,607a	146.8a	25.2b	1,413b	31.8b
78-T-1	5,583a	107.2b	31.3a	1,746b	34.6b
TYY3(ck)	7,251a	118.3b	34.9a	2,533a	47.8a
Average	6,344	116.7	30.9	1,978	34.1
C TYY4	5,762a	75.5c	32.9a	1,899a	14.1b
78-S-1	3,525c	124.7a	28.4a	1,000c	15.3b
78-T-1	4,140b	89.0bc	30.4a	1,257b	27.0a
TYY3(ck)	5,853a	97.1b	33.6a	1,971a	32.8a
Average	4,820	96.6	31.3	1,532	22.3
D TYY4	5,570b	79.5c	32.3ab	1,799ab	21.9b
78-S-1	7,640a	125.8a	26.4b	2,017a	26.8ab
78-T-1	6,277ab	92.1b	37.8a	2,372a	27.4ab
TYY3(ck)	4,756b	86.5b	31.3b	1,488b	34.7a
Average	6,060	96.0	32.0	1,919	27.7
E TYY4	10,570a	163.8b	20.8b	2,198b	28.6b
78-S-1	10,820a	198.8a	17.7b	1,929b	26.3b
78-T-1	10,890a	167.6b	27.7a	3,027a	26.8b
TYY3(ck)	7,690b	163.9b	20.3b	1,544b	47.9a
Average	9,992	173.5	21.6	2,175	32.4

[z] A=Tao-Yuan, B=Hsin-Chu, C=Miao-Li, D=Taichung, E=Shui-Shang.
[y] Means followed by the same letter within the column of each item in each location are not significantly different at 5% level by the LSD test.

莖的長度比較，78-S-1品系之莖長在各試區表現均最長，除桃園區外，相對於另外三個參試品系均達5%顯著差異，此從植物學觀點上研判，可見78-S-1品系完全係屬長蔓種的一種，至於78-T-1及TYY3兩品系爲典型匍匐種，兩者之莖長差異較微，而TYY4品系爲直立種，蔓性生長勢較弱，不過，在全年生育期間水分充足時，莖亦可長至有如匍匐種之長度，如1994年在水上地區種植所表現，其莖長亦達160cm左右。

葉率比較，發現於北部桃園及新竹關西地區栽培，TYY3及TYY4兩品系表現較高，而78-T-1品系則於中南部之臺中及嘉義縣水上地區表現較佳，78-S-1品系在各地區表現均最低，由此，反應

於平均公頃乾葉產量之結果亦相同。

北、中及南部各地區之各品系仙草葉凝膠強度比較，發現桃園及新竹關西地區四品系之平均值有比其他地區較高之趨勢；而品系間比較，則TYY3品系在各地區均表現較高，78-T-1品系於新竹、苗栗及臺中等三地區表現爲次；至於總平均凝膠強度，各品系分別爲TYY3 46.8g/cm²，TYY4爲29.1g/cm²，78-S-1爲27.4g/cm²，78-T-1爲29.1g/cm²。

第二年試驗結果（表２），發現78-S-1及78-T-1二品系在北部桃園與新竹關西地區之表現，與前年試驗比較（表１），平均公頃乾株產量從5,200kg增加至7,000kg以上，且葉凝膠強度亦普遍提高；中部臺中地區之四品系平均公頃乾株產量差異不顯著，惟葉凝膠強度以TYY3品系較高，次爲78-T-1及78-S-1品系；南部水上地區四品系仍維持高產情形，尤以TYY4品系表現最突出高達10,000kg以上，惜此品系葉率含量僅17%，雖營養生長期比其餘品系長30天，但葉凝膠強度仍偏低，僅24.6g/cm²。

表 2. 仙草優良品系第二年各地區種植之主要農藝性狀與葉凝膠強度表現[x]

Table 2. Performance of main agronomic characteristics and gel formation strength of different hsian-tsao strains in regional trials in 1995[x].

Location/ Strain	Dry plant yield (kg/ha)	Cane length (cm)	Leaf weight /whole plant (%)	Dry leaf yield (kg/ha)	Gel formation strength (g/cm²)
A[z]TYY4	8,716a[y]	94.6b	34.5b	3,012a	21.7b
78-S-1	7,624ab	109.8a	34.8b	2,651a	60.8a
78-T-1	7,382b	93.0b	38.1a	2,824b	50.2a
TYY3(ck)	7,812ab	97.4b	37.2a	2,907c	65.2a
Average	7,883	98.7	36.2	2,848	49.5
B TYY4	7,752b	89.6b	32.7a	2,693b	13.5b
78-S-1	8,544a	110.1a	32.7a	2,768b	20.4ab
78-T-1	8,237ab	99.7b	35.5a	2,758b	22.6ab
TYY3(ck)	8,444ab	99.8b	35.0a	2,991a	29.5a
Average	8,224	99.8	33.9	2,802	21.5
C TYY4	6,007ab	66.7c	31.6a	1,904a	22.7b
78-S-1	6,387a	84.4c	29.2b	1,868a	19.4b
78-T-1	5,793b	63.3c	32.5a	1,887a	27.6b
TYY3(ck)	6,012ab	72.7b	33.1a	1,993a	44.1a
Average	6,049	71.8	31.6	1,913	28.5
D TYY4	6,463a	83.2b	29.6a	1,841a	18.8c
78-S-1	5,967a	112.5a	37.0ab	2,208a	25.2b
78-T-1	7,078a	108.5a	40.0ab	2,851a	25.4b
TYY3(ck)	6,306a	81.2b	44.8a	2,746a	32.2a
Average	6,453	96.4	37.9	2,411	25.4
E TYY4	10,805a	147.0a	17.0c	1,793c	24.6b
78-S-1	9,281ab	159.0a	23.3b	2,166bc	27.5b
78-T-1	9,300ab	138.0a	35.0a	3,246a	31.2b
TYY3(ck)	8,386b	136.8a	32.7a	2,742b	43.3a
Average	9,443	145.2	27.0	2,486	31.7

[z,y] the same as Table 1.
[x] TYY4 strain was delayed about 30 days in this year for harvesting than the other strains.

至於苗栗地區於乾株產量，雖然仍比其它四個地區爲低，惟與前一年試驗結果比較，已達農民每公頃收穫6,000kg之可接受度，此可能如前述因受到有利的天候所影響，特別在生育初期因雨季提早降臨滋潤，使仙草生育未受阻礙而能初建株形，進而助益後期的生長。此不僅該地區受到影響，就該年參試之四品系在各區之生長情形亦一樣，即仙草之生育確實比前年良好，此可從各品系莖長及葉率之表現看出，莖長未像前年似有徒長現象，葉率亦普遍提高使葉產量增加，尤其是莖長及葉率二性狀表現，78-T-1與TYY3兩品系間之差異甚微，因而每公頃總平均乾株及葉產量分別達7,600kg及2,713kg與7,392kg及2,613kg。至於該年水上地區因日照時數比前年減少一半，推測可能會影響仙草在此地區生育及品質，此效應並未明顯表現，此項問題，今後似可從日照強度及遮蔭度方面進一步詳加探討。

上述之分析均以單年度表現加以探討，若將各地區各品系主要性狀表現作兩年度平均值比較（表3），發現每公頃平均乾株產量，很明顯的78-S-1及78-T-1兩品系於中、南部之臺中及嘉義縣水上地區較高產，而TYY3及TTY4品系則於北部之桃園及新竹地區表現較佳；不過，新竹、苗栗及臺中等地區所參試四品系間之平均乾株產量的差異均並未達5%顯著水準，而於桃園地區差異較大，TYY4品系表現較78-S-1及78-T-1二品系各高出1,400kg及1,500kg左右；TYY3品系於嘉義縣水上地區表現，則比其他品系低產近2,000kg。

莖長比較，除桃園地區以外，四品系間之表現均有明顯差異，其中於苗栗地區78-T-1品系僅76.1cm，TYY4品系僅70.1cm，此顯示二品系在該地區之生育確實比其他地區差。葉率比較，各地區大致以78-T-1及TYY3品系表現較高，但各品系之公頃平均葉產量在各地區則互有差異，即桃園、新竹及苗栗地區以TYY3品系稍高，而臺中及水上地區則以78-T-1品系表現較高。至於葉凝膠品質比較，各地區之兩年平均值仍以TYY3品系最高，次爲78-T-1品系。

表 3. 仙草不同品系於各地區種植下主要農藝性狀表現之兩年度平均值比較

Table 3. Comparison among mean values of main agronomic characteristics of different hsain-taso strains for each location over two years.

Location/ Strain	Dry plant yield (kg/ha)	Cane length (cm)	Leaf weight /whole plant (%)	Dry leaf yield (kg/ha)	Gel formation strength (g/cm²)
A[z] TYY4	7,830.3a[y]	95.8a	34.1ab	2,674.4ab	40.5b
78-S-1	6,437.3b	108.1a	31.1b	2,045.5b	48.6ab
78-T-1	6,305.1b	99.0a	35.2a	2,253.6ab	40.2b
TYY3(ck)	7,376.6ab	109.3a	36.7a	2,712.9a	68.12
B TYY4	7,586.1a	92.1c	32.4ab	2,457.0ab	17.9b
78-S-1	7,024.8a	128.5a	29.5b	2,090.6b	26.1a
78-T-1	6,667.9a	103.4bc	33.4a	2,252.0ab	28.6a
TYY3(ck)	7,897.5a	109.1b	35.0a	2,762.0a	38.7a
C TYY4	5,884.4a	71.1b	32.3ab	1,901.9ab	18.4c
78-S-1	4,955.9a	117.1a	28.8c	1,434.3c	17.4c
78-T-1	4,966.5a	76.1b	31.4b	1,572.5bc	27.3b
TYY3(ck)	5,932.5a	84.9b	33.4a	1,981.9a	38.5a
D TYY4	6,020.0a	81.3c	31.0c	1,825.3b	20.4c
78-S-1	6,802.8a	119.2a	31.7bc	2,105.0ab	26.1bc
78-T-1	6,677.8a	100.3b	38.9a	2,611.3a	26.5b
TYY3(ck)	5,531.3a	83.8c	38.1ab	2,121.0ab	33.5a
E TYY4	10,688.5a	155.4b	18.9b	1,989.1b	26.6b
78-S-1	10,052.9a	178.9a	20.5b	2,048.0b	27.1b
78-T-1	10,096.8a	152.8b	31.4a	3,136.6a	28.8b
TYY3(ck)	8,039.0b	150.3b	26.5a	2,143.5b	45.6a

[z,y] The same as Table 1.

三、穩定性分析

首先將78-S-1、78-T-1及TYY3三個品系，於兩年各五地區計十個環境組合（年度地區）公頃乾株產量、乾葉產量及葉凝膠強度等三項主要性狀的試驗資料，進行綜合變方分析，結果發現三項性狀之環境主效應、環境及品系交感效應均呈極顯著，品系間之乾葉產量及凝膠強度性狀亦呈極顯著效應（表４），由此可知仙草主要性狀之表現除深受品系本身特質影響外，栽培環境亦爲重要影響因子，即不同品系在不同栽培環境下的表現會有所差異。

表 4. 仙草不同品系不同環境組合（年度地區）下主要農藝性狀表現之綜合變方分析

Table 4. Combined analysis of variance on the performance of dry plant yield、dry leaf yield and gel formation strength of different hsian-tsao strains in various environment combinations.

Source	DF	MS		
		Dry plant yield	Dry leaf yield	Gel formation stregth
Rep (Env)	30	738,017	65,187	35.81
Env	9	31,851,873**	2,866,232**	674.98**
Strain	2	150,301	2,246,269**	1,552.86**
Env X Strain	18	4,284,999	700,585**	79.74**
Error	60	731,848	124,069	22.17

** significant at 1% level.

各受試環境之表現優劣，可從其環境指標估值之分析結果加以研判比較（表５）。環境指標估值，係以各環境平均值減去總平均值所得之離差而求得；環境指標爲正值，即表示該環境爲可改善產量的優良環境，反之，所得爲負值，則表示該環境爲減產的惡劣環境。由表 4 得知，以每公頃平均乾株產量而言，兩年表現均以水上鄉的環境最適，而苗栗縣銅鑼環境最差；乾葉產量表現，第一年五個環境之環境指標均爲負值，但於水上鄉栽培之表現尙可接受，第二年則於新竹關西鎭之環境最適，次爲桃園、水上及臺中，苗栗縣銅鑼環境仍然最差；葉凝膠強度表現，兩年試驗結果均以桃園地區環境最適。

表 5. 仙草區域試驗不同性狀之環境指標估值

Table 5. Estimated value of environmental index for performance of dry plant yield、dry leaf yield and gel formation strength of different hsain-tsao strains in regional trials.

Location	Dry plant yield		Dry leaf yield		Gel formation stregth	
	1994	1995	1994	1995	1994	1995
Tao-Yuan	−1,178	622	−338.2	577.0	11.2	24.0
Hsin-Chu	− 837	1,262	−321.7	621.0	3.3	−10.5
Miao-Li	−2,478	−920	−809.8	−301.5	−9.7	− 4.3
Taichung	− 760	−533	−262.9	384.0	−5.1	− 7.1
Shui-Shang	2,818	2,005	− 51.0	500.4	−1.1	− 0.7

各品系在不同環境下之穩定性表現，採用 Eberhart and Russell[8]之穩定性回歸分析法，當穩定性係數值接近於１，且回歸離差（S^2d）不顯著時，代表品系符合農業穩定性，即該品在環境改善時可獲得產量增進，且於惡劣環境時也不致表現太差；反之，當 b 值大於１，且回歸離差顯著時，爲不穩定品系，雖於優良環境可獲最大產量增進，但於惡劣環境中則表現也最差；當 b 值顯著小於 1 而

近於 0 ，則稱該品系符合生物穩定性，即不論環境如何變化，表現也都一致，此穩定性特質對農業幫助甚小。本研究之穩定性分析結果如表 5 所示，就主要性狀平均值而言，78-S-1及78-T-1二品系之乾株產量與TYY3對照種無顯著差異；乾葉產量比較，78-S-1品系較低，但78-T-1品系與TYY3品系無顯著差異；葉凝膠強度比較，TYY3品系顯著比78-S-1及78-T-1二品系爲高。

至於穩定性係數 b 值回歸離差之分析結果（表 6 ），發現78-S-1品系之乾株產量表現最不穩定，其穩定性係數 b 值顯著大於 1 ，且回歸離差顯著，雖然高產環境栽培（如水上鄉產區），有較高生產力表現，但於惡劣環境下栽培，亦有可能出現最差表現之情況，而78-T-1品系之 b 值爲1.20，亦大於 1 ，但回歸離差不顯著，其穩定性較78-S-1高，對照品系TYY3的產量穩定性最高，對環境變異有相當的適應能力，惟其 b 值0.53，顯著小於 1 ，在改善生長環境下，期望發揮高產潛力之可能性，遠比78-T-1品系小。

各品系間乾葉產量之穩定性分析結果，以78-S-1品系最符合農業穩定性，其次爲TYY3品系，而78-T-1品系較不穩定。至於葉凝膠強度穩定性比較，仍以78-S-1品系最符合農業穩定性，78-T-1品系符合生物穩定性，TYY3品系最不穩定。

表 6. 仙草各品系於不同環境下主要農藝性狀表現之穩定性分析

Table 6. Stability analysis on the performance of dry plant yield、dry leaf yield and gel formation strength of different hsian-tsao strains in different environments.

Strain	Mean value(a)	Stability index(b)	Standard error(b)	Deviation from regression (S^2d)
	Dry plant yield			
78-S-1	7,055a[z]	1.25	0.13	429,818*
78-T-1	6,943a	1.20	0.10	228,257
TYY3(ck)	6,955a	0.53	0.18	795,418**
	Dry leaf yield			
78-S-1	1,945b[z]	1.04	0.15	48,770
78-T-1	2,365a	1.19	0.25	130,894**
TYY3(ck)	2,344a	0.75	0.30	188,134**
	Gel formation sttrength			
78-S-1	29.0b[z]	1.14	0.12	15.30
78-T-1	30.2b	0.65	0.11	12.50
TYY3(ck)	44.8a	1.19	0.20	39.64**

[z] Means followed by the same letter within the column of each item are not significantly different at 5 % level by the LSD test.
*,** significant at 5% and 1% levels, respectively.

結　　論

總之，探討環境對仙草生育之影響，就氣候而言，溫度與日射時間影響較微，雨量因子關係較大，特別當年雨季若較早來臨可能有助仙草初期生育，且全生育期均有適時雨量分佈，則更能使仙草發育良好，品質提高，反之，雨季若集中於生育後期仙草將發生新的徒長，對葉凝膠品質不利。本所選育78-S-1及78-T-1品系，似較適應於中南部氣候栽培，尤於水上鄉產區，乾株產量可達一萬公斤以上，而TYY3品系原先就値於新竹關西一帶，桃改場從中選出，當較適應於該地，倘於中南栽培，其生育後期容易發生蔓莖變棕褐色，甚至提早落葉。

仙草除著重乾株及乾葉產量外，葉凝膠品質之強弱通常爲售價之指標，換言之，若葉凝膠品質高者，雖產量略低農民及商販均可接受。葉凝膠品質除因品種不同有差異外，亦受栽培技術如株距、施肥量及儲藏期之影響。筆者曾就上述品系，於收穫後儲藏 6 個月，發現本所新選育二品系之葉凝膠強度，有大幅提高之現象，而TYY3品系則反降（此當另以專文報告），因此，新選二品系在產量與品質方面均有優異表現的潛力。

誌 謝

本研究先後接受農委會84-AST-2.1-FAD-06(16)與85-AST-1.3-FAD-13(11)計畫補助，謹致謝意。

引用文獻

1. 中央氣象局1994—1995年氣象旬報。
2. 史宏財、許明仁。1995。仙草凝膠物質之萃取及凝膠性質之研究。農特產品加工研討會專刊274—281頁。
3. 呂秀英、1994。穩定性分析之 SAS 程式。中華農業研究43：283—292。
4. 邱年永、張光雄。1986。原色臺灣藥用植物圖鑑(2)190頁。南天書局。臺北。
5. 胡敏夫、林禮輝。1985。仙草品種與植期對產量及主成份含量之影響。中華農業研究34(2)：157—163。
6. 胡敏夫、劉慧瑛、朱戩良、劉新裕。仙草品系間農藝性狀與化學組成分之比較。中華農業研究46(1)：32—41。
7. 楊啓春、黃世浩。1990。仙草根莖葉所含膠質之凝膠性及其主要成分。食品科學17(4)：260—265。
8. Eberhart,S.A.and W.A.Russsell. 1966. Stability parameters for comparing varieties. Crop Sci. 6:36-40.
9. Lii, C. Y. and L. H. Chen (1980) The factors in the gel-forming properties of Hsian-tsao (*Mesona procumbens Hemsl.*) I. Extraction conditions and different starches. Proc. Natl. Counc. ROC. 4 (4):438-442.

Regional Adaptability Trials of Elite Hsian-tsao Strains (*Mesona procumbens* Hemsl.)[1]

Min-Fu Hu[2], Jin-Long Jiang[3], Tsai-Li Koun[3], Hsiu-Ying Lu[2] and Sin-Yie Liu

Summary

Two promising Hsian-taso strains, 78-S-1 and 78-T-1 selected at TARI, were planting at 5 locations in northern, central and sorthern parts of Taiwan in 1994 and 1995, to investigate the effects of climatic factors on plant growth, performance of agronomic characteristics, gel formation strength, and yield stability of Hsian-tsao. The results found that precipitation played a more important role for the growth of Hsian-tsao than air temperature and sunshine duration factors. Both 78-S-1 and 78-T-1 strains planted at Shui-Shang and Taichung had higher average dry-plant yield and dry-leaf yield per hectare than those of grown at other locations, however, TYY3 and TTY4 strains performanced the best in both characters at Tao-Yuan and Hsin-Chu. Results showed that TYY3 strain had higher gel formation strength at any location following by 78-T-1 and 78-S-1 strains with TYY4 strain the lowest. Results from combined analysis of variance on the performances of average dry-plant yield, average dry-leaf yield and average gel formation strength found that mian effect of location and interaction effects among three strains with locations were significant at 1% level on the performances of three characters as well as average dry-leaf yield and average gel formation strength among three strains. Results from estimating environmental index and found that the best location for growing Hsian-tsao plants was at Shui-Shang with Miao-Li the worst. Results from analyzing yield stabilities showed that TYY3 strain was more stable in average dry-plant yield and average dry-leaf yield than78-S-1 and 78-T-1 strains. Strain 78-T-1 has higher potential in average dry-plant yield than TYY3 in good environment, while 78-S-1 strain with stable but low dry-leaf yield was good but unstable in average dry-plant yield. Results from comparing stability of average gel formation strength among three Hsian-tsao strains found that 78-T-1 strain was more stable, while TYY3 strain was unstable with the best gel formation strength.

Key words : Hsian-tsao, Estimated value of environmental index, Stability analysis.

---

1. Contribution No. 1926 from Taiwan Agricultural Research Institute (TARI) This research was supported by Council of Agriculture (Project number:84 -AST-2.1-FAD-06(16) and 85-AST-1.3-FAD-13 (11).
2. Assistant Scientist, Statistician and Senior Agronomist, Department of Agronomy, TARI,Wufeng, Taichung, Taiwan. ROC.
3. Agronomist and Assistant Scientist, Tao-Yuan District Agricultural Improve Station, TDAIS.

中華農業研究（Jour. Agric. Res. China）47(1)：12～27（1998）

分段直線迴歸模式與傳統迴歸法在評估作物對環境之非線性反應的比較研究[1]

呂　　秀　　英[2]

摘要：一個高適應性的作物品種，應該要對惡劣環境鈍感而對有利環境敏感，亦即這種對環境優劣表現互異的理想品種，事實上對環境呈非線性反應。傳統上常用直線迴歸分析來評價基因型的穩定性，是假設基因型對所有環境具直線反應，當參試品種族群中存在有對環境優劣表現差異的基因型時，將會產生遮蓋效應而無法選出眞正理想的品種，甚至將不穩定的品種誤認爲是穩定。因此，本研究擬探討藉 Verma and Chahal (1978) 所提出之分段直線迴歸來進行穩定性分析的可行性。以玉米及水稻假設模式爲基礎，各產生200套的作物區域試驗模擬資料後，再將每一套數據用傳統迴歸法及分段直線迴歸法分別進行穩定性分析，以比較這兩種方法的估計效率。結果發現，利用分段直線迴歸法較傳統迴歸法可有效地檢測出品系對優劣環境之個別反應差異，同時用來選拔出高適應性的作物品種，可減少誤判的風險。本研究並以個人電腦之 SAS 軟體，編寫出一個穩定性分段直線迴歸分析程式，以本省玉米區域試驗之實例資料來說明其進行分析的流程及結果，幫助農業工作者之實際應用。最後，利用一個三度空間圖來描述各品系在優劣環境之穩定性與平均表現值間的關係，將有利於篩選出具高產且高適應性的基因型。

關鍵詞：穩定性、分段直線迴歸、非線性反應、模擬試驗、假設模式、SAS 程式。

前　　言

有關穩定性大小的評估方法，迄今各方學者所提出者不下數十種(1,5,6,7,13)，其中以直線迴歸分析法(3,4,12)最爲常見。該法首先是以各環境之平均產量與整個試驗的總平均產量之偏差，作爲該一試驗的環境效應估值，稱爲環境指標（environmental index）(4)，然後將各品種（基因型）在各環境之產量隨這些指標作迴歸分析，並以最小平方法（least square method）估計迴歸係數，利用這些迴歸係數估值（b）可以評價品種的穩定性。在本省重要作物育種實施程序中，一直是利用直線迴歸法來分析區域試驗的品種穩定性，以選出相對於推廣品種之高產且穩定的品系。直線迴歸穩定性分析法具有計算簡單而容易解釋的優點，然其使用效益迄今仍備受爭議(1,5,7,13,14,15,16)。各方學者大多針對數理上的前提限制及應用範圍來加以討論，而本研究只想就實際層面對目前常用的直線迴歸穩定性分析法來提出質疑：該法眞的能選出眞正理想的品種嗎？因爲一個眞正符合農業觀念的理想品種，應該是在惡劣環境下仍能保持高產且穩定的表現，但在有利環境下可發揮其最大的產量增進能力，換言之，這種對惡劣環境鈍感而對有利環境敏感的品種，具有最高的適應性，爲農業育種選拔上最理想的基

1. 臺灣省農業試驗所研究報告第 1927 號。
2. 本所農藝系副研究員。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。

因型，其對環境優劣的表現互異，即對所有環境的反應事實上呈一種非線性關係。然而，傳統的直線迴歸穩定性分析法，是在假設所有基因型對環境均具直線反應之前提下，將各基因型對所有環境指標作迴歸分析，當品種在惡劣環境及有利環境的表現確實存有反向差異時，很有可能會產生互相抵銷的遮蓋效應（masking effect），以致無法選出眞正理想的品種。對此，Verma and Chahal[14]首先將環境指標分割爲正負兩個子集合，然後再將各基因型分別對該兩個環境子集合進行傳統直線迴歸分析，由兩條迴歸線所估得的兩個迴歸係數各表示基因型在優劣環境下的穩定性係數。該法在觀念上相當簡單且實用，同時由於品種對優劣環境之穩定性評估結果的等級相關（rank correlation）並不顯著，因此將所有環境指標分割成兩部分，再分別進行迴歸分析，其彼此間的評估結果將不會互相影響[14]。但是直線迴歸法應用於穩定性分析上，有其根本之限制，即基因型及環境數不得太少[5,6]，因此當有限的環境數被再分割成兩個子集合時，將勢必造成環境數會變得更少，而影響各子集合分別所估得之迴歸線斜率的顯著性，以致降低了穩定性分析的準確度[14]。換言之，每一基因型都分別估算兩條迴歸線，需要更多的環境或重複數[13]。事實上 Verma and Chahal 的方法，與假設兩段迴歸直線間之結點（knot）已知爲 0 的分段直線迴歸模式（piecewise linear regression model）[11]之觀念完全相同，只不過後者是以含有兩個迴歸係數的單一個複迴歸方程式的形式來表達而已；經由分段直線迴歸模式所求配的參數估計值，理論上與 Verma and Chahal 法所得者相同，但多少可避免因爲分開估算兩條迴歸線之情形下所導致之直線不易顯著的問題。

本研究將利用模擬試驗，比較分段直線迴歸模式與傳統直線迴歸模式所估得的穩定性係數之估值取樣分布的平均、變方及其估計偏差，以評估分段直線迴歸模式在穩定性分析的可行性。繼之，爲幫助農業工作者之實際應用，本研究並提供一個以 SAS 軟體編寫的穩定性分段直線迴歸分析程式，利用本省玉米區域試驗的實際資料爲例，說明其進行分析的流程及結果。

材料及方法

一、穩定性分析的方法

(一)傳統直線迴歸法[4]

基因型（品種）i（i=1…k）在環境 j（j=1…n）下的平均性狀觀測值 Y_{ij} 以直線迴歸模式表示：

$$Y_{ij}=\mu_i+\beta_i E_j+\varepsilon_{ij}$$

其中 E_j 爲環境 j 的效應，即環境指標，其估計式爲

$$\hat{E}_j=\bar{Y}_{.j}-\bar{Y}_{..}$$

而

$$\bar{Y}_{.j}=\sum_{i=1}^{k}Y_{ij}/k,\quad \bar{Y}_{..}=\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n}Y_{ij}/kn$$

；Y_{ij} 隨環境指標作迴歸，利用最小平方法可估得截距 μ_i 之估計值 m_i，以及迴歸係數 β_i 之估計值 b_i；而 ε_{ij} 爲迴歸離差項，滿足平均爲 0 及變方爲 σ^2 之常態分布。

利用迴歸係數估值來評價品種的穩定性：當 b=1 時，表示品種爲符合農業觀念的穩定性，其會隨著環境改善而表現增進，但也不致因環境不利而表現太差；當 b>1 時，爲不穩定的品種；當 b=0 時，則表示該品種不論環境如何變化，均能維持其一致的表現，屬生物觀念的穩定性，此多應用於病蟲害防治的品種選拔。

傳統迴歸穩定性分析法之計算，可參考呂[10]所編寫的 SAS 程式。

(二)分段直線迴歸法[14]

假設 E_x 爲連接兩段迴歸直線的已知結點，則基因型 i 隨環境指標 E_j 的分段直線迴歸

分析模式爲：

$$Y_{ij}=\mu_i+\beta_{1i}E_j+\beta_{2i}(E_j-E_x)I_j+\varepsilon_{ij}$$

其中

$$I_j=\begin{cases}0 & \textit{if } E_j\leq E_x\\ 1 & \text{otherwise}\end{cases}$$

設定 E_x 爲0，即將環境指標劃分爲以下兩部分：

1. 惡劣環境指標

$E_j\leq 0$，其 $I_j=0$，即迴歸模式爲

$$Y_{ij}=\mu_i+\beta_{1i}E_j+\varepsilon_{ij}$$

2. 有利環境指標

$E_j\geq 0$，其 $I_j=1$，即迴歸模式爲

$$Y_{ij}=\mu_i+(\beta_{1i}+\beta_{2i})E_j+\varepsilon_{ij}$$

其中 β_{1i} 及 $(\beta_{1i}+\beta_{2i})$ 各爲品系 i 之性狀觀測值分別隨惡劣環境指標和有利環境指標之迴歸係數，因此各以 β_p 及 β_f 之符號代之，其估計值 b_p 及 b_f 用來表示基因型分別在惡劣及有利環境下的穩定性係數。

根據 b_p 及 b_f，基因型在不同環境下的相異表現有九種可能[14]，如表 1 所示：其中第 I 類爲無論環境如何變化均表現最穩定的基因型，這種穩定性屬於生物觀念的穩定性，對農業上育成高產品種之改良幫助不大，但有利於病蟲害品種選拔；第 II 、III 類基因型在惡劣環境下表現穩定，而在有利環境下則產量可獲增進，其增進效果完全決定於基因型平均值之表現，當平均值同時具有高產表現時爲農業品種選拔上最理想的基因型，因爲當環境改善的程度愈好，其表現也愈好，但在逆境時則仍能維持一定的水準，但當第 II 、III 類基因型不具有高產表現時，表示其在有利環境下的增進效果不如其他基因型；反之，第 VII 類基因型在惡劣環境下表現敏感，但在環境變好時卻未見產量有明顯改善，此爲最不好的基因型；第 IX 類爲無論環境如何變化均最爲敏感，是最不穩定的基因型；至於其他種類的基因型，其表現則介於上述各種類別之間。

表 1. 根據分段直線迴歸法之優劣境穩定性係數估值進行基因型適應性之分類

Table 1. Classification of adaptation of genotypes on the basis of stability indices from piecewise linear regression in poor and favorable environments

Categoty	Stability index[z]		Adaptation	
	b_p	b_f	Poor environments	Favorable environments
I	<1.0	<1.0	high stability	high stability
II		=1.0	high stability	average stability
III		>1.0	high stability	high sensitivity
IV	=1.0	<1.0	average stability	high stability
V		=1.0	average stability	average stability
VI		>1.0	average stability	high sensitivity
VII	>1.0	<1.0	high sensitivity	high stability
VIII		=1.0	high sensitivity	average stability
IX		>1.0	high sensitivity	high sensitivity

[z] b_p,b_f : Stability indices in poor environments and favorable environments respectively, from piecewise linear regression.

分段直線迴歸穩定性分析法之計算，以 SAS 套裝軟體中最基本的 STAT 功能系統[17]編寫程式如附錄 1。

二、模擬試驗的方法

由於很難找到一個實際區域試驗資料能包含表 1 所述的各種基因型，為組配成如表 1 的所有可能之基因型種類，因此本研究以給定迴歸係數眞值的假設模式（hypothetical model）為基礎進行模擬試驗，才能客觀地探討各種求配程序所估得的迴歸係數估值之取樣分布的特性。本研究選定兩種不同作物之區域試驗的假設模式：

(一)玉米假設模式

假設有12個基因型為參試品系，在13種相異環境下各呈現不同的適應性反應類型，由 Lu and Tien[9] 之飼料玉米綜合品系秋作區域試驗的觀測值分布特性（平均值為 2942 kg ha^{-1}，標準偏差為474），所假設的各品系在優劣環境下之穩定性係數、各品系之平均產量及環境指標眞值列如表 2。

表 2. 模擬試驗之假設模式所採取的各品系對優劣環境之線性反應、平均產量及環境指標的眞值

Table 2. True values of linear responses of genotypes to the poor and favorable environments, mean yield and environmental indices used as hypothetical models in the simulation experiments

Maize model (σ=474)[w]					Rice model (σ=392)				
Real linear response of genotype[x] (12)[y]			Mean yield (kg ha^{-1})	Envir index (13)	Real linear response of genotype[x] (15)			Mean yield (kg ha^{-1})	Envir index (10)
Category[z]	β_p	β_f			Category	β_p	β_f		
I	0.2	0.5	3100	−1200	I	0.3	0.3	6100	−1300
II	0.2	1.0	2700	−1000	II	0.3	1.0	6400	−1000
III	0.2	1.5	2900	−800	III	0.3	1.7	6700	−700
I	0.6	0.5	2600	−600	I	0.6	0.3	6000	−400
II	0.6	1.0	2800	−400	II	0.6	1.0	6800	−100
III	0.6	1.5	3100	−200	III	0.6	1.7	6300	200
IV	1.0	0.5	2800	0	IV	0.9	0.3	6000	500
V	1.0	1.0	3200	200	V	0.9	1.0	6300	800
VI	1.0	1.5	3500	400	VI	0.9	1.7	6500	1100
VII	1.4	0.5	2700	600	VII	1.2	0.3	5700	1400
VIII	1.4	1.0	2500	800	VIII	1.2	1.0	6300	
IX	1.4	1.5	3300	1000	IX	1.2	1.7	5900	
				1200	VII	1.5	0.3	5400	
					VIII	1.5	1.0	6200	
					IX	1.5	1.7	6600	

[w] σ : Square root of variance of the hypothetical model.
[x] β_p, β_f : True values of regression coefficients in poor environments and favorable environments, respectively.
[y] Number of genotypes or environments given in parenthesis.
[z] See Table 1.

(二)粳稻品系的假設模式

假設有15個基因型為參試品系，在10種相異環境下各呈現不同的適應性反應類型，由 Lu *et al.*[8] 之粳稻品系第一期作區域試驗的觀測值分布特性(平均值為 6298 kg ha^{-1}，標準偏差為392)，各品系在優劣環境下之穩定性係數、各品系之平均產量及環境指標眞值列如表 2。

繼之，藉 SAS 統計軟體所提供之標準常態逢機變數生產函數 RANNOR[17] 來產生區域試驗的逢機變值：

$$Y_{ij}=\begin{cases}\mu_i+\beta_{pi}E_j+\sigma\times \text{RANNOR(seed)} & \textit{if}\ E_j\leq 0\\ \mu_i+\beta_{fi}E_j+\sigma\times \text{RANNOR(seed)} & \textit{if}\ E_j\geq 0\end{cases}$$

式中σ爲試驗資料分布之試驗機差；μ_i 爲品系 i 之平均產量眞值；β_{pi}，β_{fi} 爲品系 i 各在惡劣及有利環境下之穩定性係數眞值；E_j 爲環境 j 之環境指標數值。由上述假設模式，共生產出各200套的「玉米試驗數據」及「水稻試驗數據」，分別以傳統迴歸模式及分段直線迴歸模式進行穩定性分析，其各品系之穩定性分析結果將與迴歸係數眞值互作比較。

爲探討不同迴歸法對品系穩定性係數的估計效率與係數眞值間之關係，本研究由模擬試驗結果，分別計算各迴歸法所估得的各品系穩定性係數估值之相對偏差(relative bias, %)：

bias＝mean of estimate－true value

relative bias（%）＝100×bias／true value

以及相對平方根均方（relative square root of MSE, %）：

root MSE＝〔variance of estimate＋（bias)^2〕$^{1/2}$

relative root MSE（%）＝100×root MSE／true value

結果與討論

一、模擬試驗的比較結果

在玉米假設模式下200套模擬資料均經估算其環境指標估計值後（各環境指標估計值平均與其眞值皆相當接近，標準偏差在50左右），求配傳統迴歸模式及分段直線迴歸模式所得的穩定性分析結果，比較於表 3。由表中可知，雖然以分段直線迴歸模式所得的穩定性係數之變方均稍大於傳統迴歸法所得者，但顯然前者所得之穩定性係數估計值（b_p 及 b_f）較接近於眞值，而以傳統迴歸法模式所得之穩定性係數（b）則相當於兩個眞值（β_p 及 β_f）的平均。就判斷各品系之適應性所屬類別而言，對於原本在所有環境均表現穩定的品系 1 及 4（第 I 類一生物穩定性）、品系 8（第 V 類一農業穩定性）或不穩定的品系12（第 IX 類），經傳統迴歸法分析結果仍然一致；但倘若基因型在惡劣環境及有利環境的表現有所差異，利用傳統迴歸法分析結果，會發生差異性互相抵銷之現象，當兩者之間的反向差距愈大，則其受到遮蓋效應的影響程度也愈高。從傳統迴歸法分析的結果來看，由於品系 3、5、8、10的穩定性係數估值（b）近於 1，故一般都會認定這些品系應該最符合農業穩定性，但其實不然，品系 3 對惡劣環境最鈍感（β_p＝0.2）而對有利環境則敏感（β_f＝1.5），其次爲品系 5（β_p＝0.6 及 β_f＝1.0），至於品系10則對惡劣環境最敏感（β_p＝1.4）但對有利環境則鈍感（β_f＝0.5）。玉米模擬資料以分段直線迴歸模式所得的穩定性評估結果，雖然劣境穩定性係數估值（b_p）相對於眞值β_p似乎皆有高估的現象，但仍不至於造成對品系適應性分類的錯誤判斷。由於第 II 及 III 類品系是否爲最理想的基因型，完全決定於平均產量之表現，而由表 3 之各品系平均產量之估值得知，玉米模擬試驗中以品系 9（第 VI 類）之平均產量最高，表示品系 9 在劣境中雖不如第 II 及 III 類品系之表現穩定，但在有利環境下隨環境改善可獲致的產量增進效果卻更大；而品系12（第 IX 類）之平均產量則與品系3, 6（第 III 類）相近，表示品系12雖然對環境變化均相當敏感（β_p＝1.4 及 β_f＝1.5），但因爲有利環境下的產量增進效果甚大，致足以彌補了其在劣境下的產量損失。由此可知，基因型外表平均值通常與穩定性之間互爲獨立，故必須同時根據平均產量及穩定性係數之表現，才能選拔出農業上眞正理想的基因型。從平均產量估計值相對於眞值的偏差（relative bias, %）來看，當品系對優劣環境表現不一時，對優境敏感之品系的平均產量較易被高估，反之對劣境敏感之品系所估得之平均產量則較爲低估。

表 3. 模擬資料以傳統迴歸及分段直線迴歸所得的穩定性分析之結果比較

Table 3. Comparison between stability analysis using conventional regression and piecewise linear regression obtained by fitting simulated data

Line	Mean yield[w]			Real linear responses[x]			Regression with all environments[y]		Piecewise linear regression[z]			
	μ	m	Rbias %	Category	β_p	β_f	b		b_p		b_f	
							Mean	Var.	Mean	Var.	Mean	Var.
				Maize model								
1	3100	3197	3.1	I	0.2	0.5	0.40	0.008	0.27	0.050	0.52	0.040
2	2700	2955	9.4	II	0.2	1.0	0.68	0.007	0.28	0.054	1.03	0.042
3	2900	3319	14.5	III	0.2	1.5	0.97	0.009	0.32	0.052	1.56	0.040
4	2600	2572	−1.1	I	0.6	0.5	0.61	0.010	0.74	0.052	0.49	0.037
5	2800	2934	4.8	II	0.6	1.0	0.89	0.011	0.76	0.037	1.02	0.037
6	3100	3387	9.3	III	0.6	1.5	1.17	0.009	0.78	0.045	1.53	0.031
7	2800	2641	−5.7	IV	1.0	0.5	0.83	0.010	1.22	0.051	0.48	0.040
8	3200	3197	−0.1	V	1.0	1.0	1.11	0.008	1.25	0.048	0.99	0.038
9	3500	3661	4.6	VI	1.0	1.5	1.39	0.010	1.25	0.058	1.52	0.048
10	2700	2410	−10.7	VII	1.4	0.5	1.03	0.011	1.66	0.051	0.47	0.037
11	2500	2375	−5.0	VIII	1.4	1.0	1.32	0.009	1.70	0.049	0.99	0.039
12	3300	3343	1.3	IX	1.4	1.5	1.58	0.010	1.79	0.048	1.40	0.038
				Rice model								
1	6100	6114	0.2	I	0.3	0.3	0.32	0.005	0.32	0.028	0.31	0.025
2	6400	6695	4.6	II	0.3	1.0	0.70	0.005	0.37	0.030	1.02	0.025
3	6700	7271	8.5	III	0.3	1.7	1.09	0.006	0.41	0.029	1.75	0.027
4	6000	5911	−1.5	I	0.6	0.3	0.46	0.005	0.65	0.033	0.28	0.027
5	6800	6995	2.9	II	0.6	1.0	0.85	0.006	0.69	0.029	1.00	0.026
6	6300	6774	7.5	III	0.6	1.7	1.24	0.005	0.72	0.029	1.73	0.025
7	6000	5807	−3.2	IV	0.9	0.3	0.61	0.006	0.96	0.027	0.27	0.032
8	6300	6379	1.3	V	0.9	1.0	1.00	0.004	1.00	0.028	1.00	0.030
9	6500	6869	5.7	VI	0.9	1.7	1.39	0.005	1.04	0.027	1.73	0.027
10	5700	5397	−5.3	VII	1.2	0.3	0.76	0.005	1.29	0.026	0.26	0.023
11	6300	6280	−0.3	VIII	1.2	1.0	1.14	0.006	1.31	0.031	0.98	0.029
12	5900	6161	4.4	IX	1.2	1.7	1.54	0.006	1.36	0.028	1.71	0.027
13	5400	4994	−7.5	VII	1.5	0.3	0.90	0.006	1.58	0.031	0.25	0.025
14	6200	6078	−2.0	VIII	1.5	1.0	1.29	0.005	1.63	0.026	0.98	0.023
15	6600	6772	2.6	IX	1.5	1.7	1.70	0.005	1.67	0.026	1.73	0.026

[w] μ,m, Rbias%: Real value, mean of estimated value and relative bias (%) of the mean yield for each genotype, respectively; where relative bias%) =100 $(m-\mu)/\mu$.

[x] Category see Table 1; β_p, β_f: True values of regression coefficients in poor environments and favorable environments, respectively.

[y] Mean and variance of the estimated stability indices (b) with all environments from conventional linear regression.

[z] Mean and variance of the estimated stability indices (b_p, b_f) with poor environments and favorable environments, respectively, from piecewise linear regression.

在水稻假設模式下200套模擬資料均經估算其環境指標估計值後（各環境指標估計值平均與其眞值皆相當接近，標準偏差在65左右），求配傳統迴歸模式及分段直線迴歸模式所得的穩定性分析結果比較，亦列於表 3 。由表中可知，以分段直線迴歸法所得的穩定性係數之變方雖稍大於傳統迴歸法所得者，但其所估得之穩定性係數估計值（b_p 及 b_t）較接近於眞值，而以傳統迴歸法所得之穩定性係數（b）則相當於兩個眞值（β_p 及 β_t）的平均；此與玉米假設模式所得結果相同。就判斷各品系之適應性所屬類別而言，對於原本在所有環境均表現穩定的品系 1 及 4（第Ⅰ類一生物穩定性）、品系 8（第Ⅴ類一農業穩定性）或不穩定的品系12、15（第Ⅸ類），經傳統迴歸法分析結果仍然一致；但對於在惡劣環境及有利環境的表現差異的品系，利用傳統迴歸法分析因爲受到遮蓋效應的影響，有誤判的可能。例如經傳統迴歸法分析結果會認定品系 3、8、13的穩定性係數估值（b）近於 1，應該爲最符合農業穩定性的基因型，但其實上品系 3 對惡劣環境最鈍感（$\beta_p=0.3$）而對有利環境則敏感（$\beta_t=1.7$），品系13則是最不好的基因型，其對惡劣環境最敏感($\beta_p=1.5$)但對有利環境則鈍感（$\beta_t=0.3$）。水稻模擬資料以分段直線迴歸法所得的穩定性評估結果，雖然所估得之劣境穩定性係數估值（b_p）相對於眞值 β_p 似乎皆有高估的現象，但對於品系適應性分類的判斷，仍與實際反應一致。同時以平均產量及穩定性係數進行選拔，由於品系 3 之產量最高且具高適應性（第Ⅲ類基因型），因此可以認定該品系爲最理想的基因型。以傳統迴歸法所得結果，亦以品系 3 爲最理想基因型（最高產且b近於 1），但以傳統法並無法清楚瞭解該品系在優劣環境下的表現差異。在水稻模擬試驗結果中亦發現，品系對優劣環境之表現互異，多少會造成平均產量在估計上的偏差，例如品系 3 對優境相當敏感而對劣境則極爲鈍感，因此所受到產量高估的程度也最大。

爲探討不同迴歸模式對品系穩定性係數的估計效率與係數眞值間之關係，本研究綜合上述兩種假設模式模擬試驗結果，進而計算各迴歸法所估得的各品系穩定性係數估值之相對偏差及相對平方根均方，分別列於表 4、5 。從表 4 之相對偏差結果來看，除了眞值 β_p 及 β_t 相近（即品系對所有環境呈線性反應）的情形以外，以傳統迴歸法所得估值的相對偏差均甚大於分段直線迴歸法所得者，表示傳統迴歸法確實不適用於非線性的場合；β_p 及 β_t 的差距愈大，以傳統迴歸法所得估值的相對偏差愈大，如第Ⅲ及Ⅶ類品系，其估計小於 1 之穩定性係數（即第Ⅲ類之 β_p 及第Ⅶ類之 β_t ）的相對偏差甚至在100%以上；利用傳統迴歸法所得估值的相對偏差，以第Ⅲ類品系所可能發生的相對偏差最大，而該類品系正好是育種上最理想的高適應基因型。利用分段直線迴歸法所得之優境穩定性係數估值的相對偏差均甚小於傳統迴歸法所得者，其絕對值最大不會超過20%；而分段直線迴歸法所得之劣境穩定性係數估值的相對偏差，除了品系對所有環境呈線性反應的場合之外，亦均小於傳統迴歸法所得者，其絕對值最大不會超過50%。由表 5 之相對平方根均方結果而言，則與相對偏差所獲結果一致，只有在眞值 β_p 及 β_t 相近（即品系對所有環境呈線性反應）的場合，傳統迴歸法才有較好的估計效率，當 β_p 及 β_t 的差距愈大，則估計效率愈差，其中對於最理想品系（第Ⅲ類）及最差品系（第Ⅶ類）的選拔最容易產生誤判。顯然，只有在品系呈非線性反應的場合，利用分段直線迴歸法的估計效率，才有可能高於傳統迴歸法，倘絕大多數品系對所有環境呈線性反應，則分段直線迴歸法與傳統迴歸法的表現不相上下（表 5）。

表 4. 以傳統迴歸及分段直線迴歸評估基因型穩定性係數的相對偏差

Table 4. The relative bias in estimating the stability indices of genotypes using conventional regression and piecewise linear regression

Category[w]	Real linear responses[x]		Relative bias (%)			
			Poor environments		Favorable environments	
	β_p	β_f	b^y	$b_p{}^z$	b	$b_f{}^z$
I	0.2	0.5	100.11	30.81	−19.96	4.38
	0.3	0.3	7.01	11.26	7.01	2.72
	0.6	0.3	−23.81	7.94	52.38	−8.15
	0.6	0.5	3.01	22.09	23.61	2.30
II	0.2	1.0	236.83	47.58	−32.63	1.25
	0.3	1.0	135.43	24.46	−29.37	2.06
	0.6	1.0	45.05	19.98	−12.97	1.06
III	0.2	1.5	379.20	50.74	−36.11	3.38
	0.3	1.7	264.34	36.29	−35.71	2.44
	0.6	1.5	96.50	30.53	−21.40	2.36
	0.6	1.7	106.60	20.88	−27.08	1.59
IV	0.9	0.3	−32.00	7.10	103.99	−7.45
	1.0	0.5	−17.38	20.15	65.24	−2.31
V	0.9	1.0	12.05	12.91	0.85	0.14
	1.0	1.0	10.60	20.77	10.60	1.43
VI	0.9	1.7	54.66	16.54	−18.12	1.02
	1.0	1.5	38.70	26.26	−7.54	−0.01
VII	1.2	0.3	−37.17	5.65	151.33	−11.05
	1.4	0.5	−25.52	20.19	108.55	−6.44
	1.5	0.3	−39.85	6.67	200.76	−19.57
VIII	1.2	1.0	−4.24	10.06	14.92	−1.32
	1.4	1.0	−5.92	22.48	31.72	−3.91
	1.5	1.0	−14.03	7.18	28.96	−1.15
IX	1.2	1.7	28.01	12.19	−9.64	1.00
	1.4	1.5	13.99	27.35	6.39	−4.70
	1.5	1.7	12.97	11.59	−0.32	0.83

[w] See Table 1.

[x,y,z] See Table 3.

表 5. 以傳統迴歸及分段直線迴歸評估基因型品系穩定性係數的相對平方根均方

Table 5. The relative root MSE in estimating the stability indices of genotypes using conventional regressing and piecewise linear regression

Category[w]	Real responses[x]		Relative root MSE (%)			
			Poor environments		Favorable environments	
	β_p	β_f	b^y	b_p	b	b_f^z
I	0.2	0.5	112.46	114.49	28.61	42.62
	0.3	0.3	28.69	61.78	28.69	59.70
	0.6	0.3	27.16	31.90	58.53	61.03
	0.6	0.5	17.52	46.01	31.41	44.08
II	0.2	1.0	241.87	125.52	34.08	20.92
	0.3	1.0	137.62	61.30	30.27	16.56
	0.6	1.0	47.37	39.43	15.84	18.68
III	0.2	1.5	382.50	128.62	36.72	14.70
	0.3	1.7	265.62	69.46	36.00	10.11
	0.6	1.5	98.22	49.07	22.62	14.11
	0.6	1.7	107.30	35.74	27.43	10.11
IV	0.9	0.3	32.99	20.56	106.74	54.01
	1.0	0.5	20.07	30.95	68.26	43.22
V	0.9	1.0	14.39	23.26	7.13	17.59
	1.0	1.0	14.62	32.20	14.62	22.72
VI	0.9	1.7	55.27	25.49	18.63	9.31
	1.0	1.5	40.11	35.51	10.30	14.09
VII	1.2	0.3	37.69	16.10	153.41	60.61
	1.4	0.5	26.59	26.74	110.54	46.05
	1.5	0.3	40.20	13.94	202.51	56.01
VIII	1.2	1.0	7.00	18.22	16.35	16.20
	1.4	1.0	9.53	28.48	33.40	23.99
	1.5	1.0	14.91	13.10	29.94	16.66
IX	1.2	1.7	28.76	18.73	10.68	9.27
	1.4	1.5	15.48	32.04	8.90	14.63
	1.5	1.7	13.93	16.48	4.48	9.37

[w,x,y,z] See as Table 4.

三、實例應用分析及 SAS 程式說明

本研究用以進行實例應用分析的資料來源爲1986年至1987年之本省 5 個飼料玉米綜合品系在 3 個地區之春作籽實產量區域試驗資料[9]，該試驗方法採逢機完全區集設計，重複 4 次，依本省雜糧作物育種實施程序，一般以年度及地區之組合爲環境變異，故合計 5 個品系 6 個環境 4 個重複進行穩定性分析。

分段直線迴歸模式之穩定性分析的 SAS 程式，列於附錄1。程式中被兩個/*符號所包含於內的文字，爲程式說明，純粹供輔助讀者瞭解各程序步驟之用，SAS 並不會執行，因此在實際輸入時可以除去無妨。程式內容之主要步驟依次爲：資料讀入、綜合變方分析之執行、品系平均值之計算、總平均值之計算、每一品系在各環境下所有重複之平均值之計算、環境指標之估算、環境指標之劃分、指示變數之定義、分段直線迴歸分析之進行、優劣境穩定性係數之估算、以及統計值摘要表之建立。該程式在應用不同試驗資料時，只須更改資料讀入部份中第2行敍述的 INFILE 之輸入資料檔名，並決定第3～5行敍述的品系數（K）、環境數（N）及重複數（L）即可，如本文實例試驗資料檔爲 plrstab.dat，K=5，N=6，L=4。資料檔係以先讀重複後，再讀環境，最後讀品系的輸入格式建立，倘欲將資料輸入格式改以先讀重複後再讀品系後讀環境的方式，則必須將程式中的資料輸入迴圈（DO-Loops）更改爲 DO ENV=1 TO N；DO LINE=1 TO K；DO REP=1 TOL。除此，該程式之所有步驟中的敍述或數值，均毋須再作任何更動。當試驗沒有重複時（L=1），該程式亦能順利執行，惟所輸出的綜合變方分析中的機差項將無法估計，但無礙於之後的穩定性分析。程式之輸出結果內容包含有綜合變方分析、各品系在不同環境下之產量平均值、環境指標估值、各品系對環境指標之分段直線迴歸分析、穩定性分析結果之摘要表（列舉各品系之平均產量、b_p 及 b_f 估計值）。

玉米區域試驗資料分別利用傳統直線迴歸模式及分段直線迴歸模式進行穩定性分析的結果，列於表6。由表6發現，所有品系配合傳統法及分段直線迴歸法的 F 檢定值均顯著或極顯著，且其模式的滿意程度（R^2）均甚高，即迴歸關係皆顯著存在，同時兩種方法所有品系之迴歸離差均方皆互爲均質，表示該試驗資料能滿足直線迴歸法應用於穩定性分析的兩個重要前提[5]，故兩種迴歸法所估得之迴歸係數均足以解釋基因型對環境的適應能力。分段直線迴歸法較傳統迴歸法所得之 R^2 爲高，且其中以品系 PCC 增加幅度最大（由0.86提高爲0.91），表示該品系對環境的反應較偏向於非線性關係。根據傳統迴歸法所估得的穩定性係數結果，四個參試品系之 b 值均相對地較對照品系爲低，即表現可更爲穩定，其中 PC8 及 PC7 之 b 值最接近於1，故一般認爲是最符合農業觀念的穩定品種，而 PCC 及 PUC 之 b 值爲0.81，小於1，對環境的變異亦相當穩定，尤其在惡劣環境下可較 PC8 及 PC7 穩定，但因環境改善所能提高的產量卻不如 PC8 或 PC7 爲高。倘若利用分段直線迴歸法進行穩定性分析，則可更清楚觀察出各品系對優劣環境下的表現差異。由於農業上多同時以穩定性測量值與產量平均值來作爲選拔高產且穩定品種之依據，故將所估得的劣境穩定性係數(b_p)、優境穩定性係數（b_f）及平均產量值三者之間的關係繪成圖示，則有利於基因型適應性的分類及篩選，在參試品系數甚多的場合尤其有用。如圖1所示，根據 b_p 及 b_f 兩座標軸可將所有品系區分爲如表1所述之九種類別的適應性。各品系的產量平均值，則可由各品系垂直線的高度來進行比較。由本研究玉米區域試驗結果（圖1），PUC 與對照品系的適應性屬於同一群（第Ⅲ類），雖爲具高適應性的品系，其對劣境鈍感而對優境則敏感，但 PUC 的產量平均值卻不如對照品系，也未高於產量總平均值（2482 kg ha^{-1}）；PCC 的適應性最差，其對劣境敏感而對優境鈍感（第Ⅶ類），且產量平均值也最低，爲最不好的基因型；PC8 及PC7 的適應性相近（第Ⅷ類），雖然對環境改善能獲得產量增進（b_f 近於1），但對惡劣環境也相當敏感（$b_p>1$），不過因爲 PC8 的產量優於對照品系，表示在本試驗環境範圍內 PC8 因處於有利環境所獲得的產量增進，足以彌補其在劣境下的產量損失；但仍然必須留意該品系往後可能受到不利環境所引起的低產風險。

表 6. 五個玉米品系在六種環境之區域試驗資料以傳統迴歸及分段直線迴歸法進行穩定性分析之結果比較

Table 6. Comparison between stability analysis using conventional regression and piecewise linear regression in regional trial data of five maize composites under six environments

Variety	Mean yield	Regression with all environments				Piecewise linear regression				
	(kg ha^{-1})	F-test	R^2	b	S^2_d	F-test	R^2	b_p	b_f	S^2_d
PC8	2743	**	0.97	1.10	41879	**	0.98	1.41	0.81	432023
PC7	2589	**	0.93	1.11	96429	*	0.93	1.32	0.93	123393
PCC	2014	**	0.86	0.81	107299	*	0.91	1.44	0.26	93438
PUC	2369	**	0.92	0.81	92001	*	0.93	0.19	1.36	73961
CK[z]	2696	**	0.91	1.17	136976	*	0.93	0.65	1.64	147577
Grand mean	2482									
Bartlett's x^2 test					ns					ns

[z] Tainan sel No. 10.
F-test : Significant test of F values for regression model.
R^2 : Coefficient of determination.
S^2_d : Mean squares of deviation from regression.
b : Estimated stability indices with all environments from conventional linear regression.
b_p, b_f : Estimated stability indices with poor environments and favorable environments respectively, from piecewise linear regression.
*,** : Significant at 5% and 1% level, respectively.
ns : Non-significant.

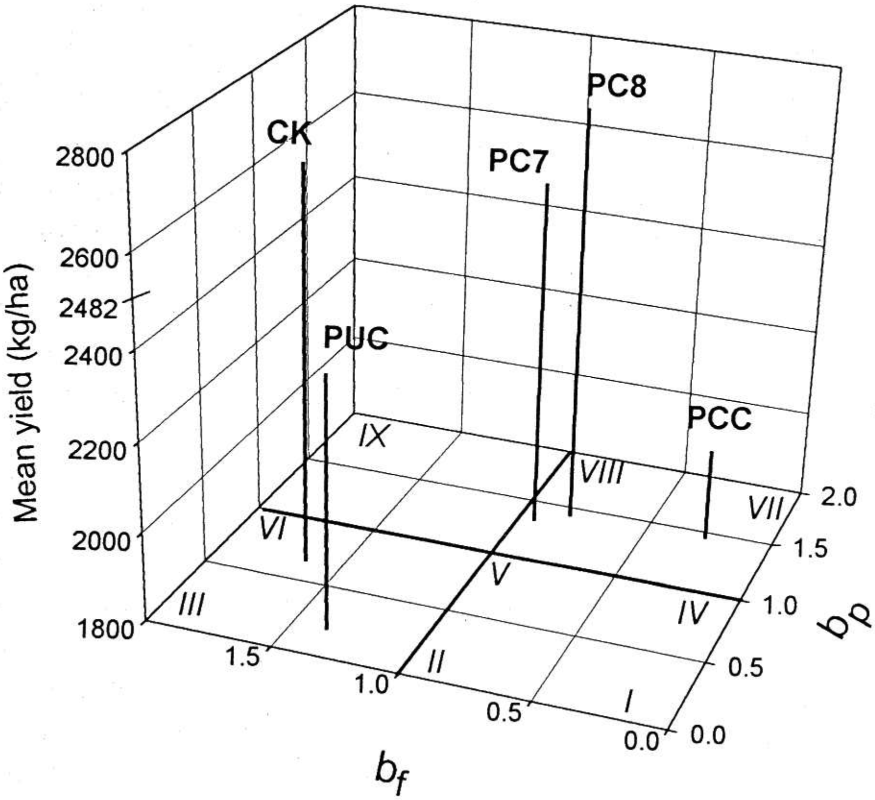

圖 1. 玉米各品系之劣境穩定性指標 (b_p) 、優境穩定性指標 (b_f) 及平均產量間的關係

Fig. 1. The relationship among stability index with poor environments (b_p), stability index with favorable environments (b_f) and mean yield for each maize genotype.

討　論

Verma and Chahal 之分段直線迴歸模式，係針對傳統直線迴歸穩定性分析所提出的修正迴歸法，對評估廣大環境範圍之適應性，在觀念上頗爲實用，尤其在基因型對環境呈非線性反應的場合[13,14]。從本研究模擬試驗之結果，也證實了傳統迴歸模式在評估作物對環境之非線性反應的不適用性，而利用分段直線迴歸模式可以有效地檢測出品系對優劣環境的反應差異；但倘若品系對所有環境呈線性反應，則利用分段直線迴歸法的估計效率未必就高於傳統迴歸法。如果非線性反應存在，分段直線迴歸法是否就能完全取代複雜的曲線模式，仍言之過早，有待再進一步深入研究探討。其癥結問題所在，是應該找出從直線變成曲線的結點是發生在哪一個環境範圍內，而各品系對環境反應的形式應該不同，即各品系的結點未必就會發生在同一點上，如 Verma and Chahal 之將結點設定在 0，係假設所有品系均在環境指標數值等於 0 時從直線變成曲線，這樣的假設在實際狀況下並不常見，以致 Verma and Chahal 之分段直線迴歸模式的應用性迄今仍相當有限。再者，以栽培者的標準來說，田間研究中所謂的劣境，並不見得就是不利於作物生長的環境；在分析中或許可以武斷地將環境半數歸類爲劣境，由於實在很難確定參試環境就能適當地代表整個環境族群，如果品系生長的環境包含了所有的環境地區，則將會因爲環境指標估計值與研究中的地區平均值不同，穩定性評估結果便有很大的差距，因此在使用分段直線迴歸模式於穩定性分析時，除了利用環境指標之正負值將環境以武斷方式等分之外，或許也可憑著經驗或知識將環境分爲劣、優兩類。Lin *et al.*[5] 也認爲迴歸分析中之環境指標若能以實際的外在氣候因子來取代，則有利於發展爲預測模式。惟利用外在變數來描述環境，固然有很多優點，但在很多場合，環境的生產水準不可能單純地只由一些有限的環境因子所決定[1]，利用外在變數以預測交感（特別是產量之交感）至今仍證實相當棘手[6]。由於基因型外表型平均值與穩定性之間通常互爲獨立，故必須同時考慮兩者才能選出高產且高適應性的優良品種。這樣的基因型是否存在？是尚無法驗證可得到答案的問題。因爲基因型外表型平均值與穩定性爲數量性狀，控制這些性狀的基因或基因集幾乎都在不同的染色體上[2]，故欲育成高產且高適應性之品種，實際上相當困難[6]。

附錄 1. 分段直線迴歸穩定性分析之 SAS 程式

Appendix 1. The SAS program for piecewise linear regression for stability analysis

```
DATA PLRSTAB ;
INFILE "plrstab. dat" ;
K=5 ;
N=6 ;
L=4 ;
DO LINE=1 TO K ;          /*A two-way table with K lines × N environments × L replicates*/
  DO ENV=1 TO N ;
      DO REP=1 TO L ;
        INPUT YIELD @@ ;
        OUTPUT ;
      END ;
    END ;
END ;
TITLE ' -- Combined Analysis of Variance -- ';
```

(續附錄 1.)

```
PROC ANOVA OUTSTAT=STAT ;                              /*Performing Combined ANOVA*/
  CLASS REP ENV LINE ;
  MODEL YIELD=REP(ENV) ENV LINE LINE*ENV ;
  TEST H=ENV E=REP(ENV) ;
PROC MEANS MEAN NOPRINT DATA=PLRSTAB ;                 /*Calculation of line mean*/
  VAR YIELD ;
  BY LINE ;
  OUTPUT OUT=L MEAN=LM ;
PROC MEANS MEAN NOPRINT DATA=PLRSTAB ;                 /*Calculation of grand mean*/
  VAR YIELD ;
  OUTPUT OUT=L MEAN=GM ;
PROC MEANS MEAN NOPRINT DATA=PLRSTAB ;                 /*Calculation of replicate mean*/
  VAR YIELD ;
  BY LINE ENV ;
  OUTPUT OUT=LE MEAN=LEM ;
PROC PRINT NOOBS ;
  TITLE '-- Line means in each environment (LEM) --' ;
  VAR LINE ENV LEM ;
PROC SORT DATA=LE ;
  BY ENV ;
PROC MEANS MEAN NOPRINT ;                              /*Estimation of environmental index*/
  BY ENV ;
  VAR LEM ;
  OUTPUT OUT=E MEAN=EM ;
DATA ENVIND ;                                          /*Partition of environmental index*/
  IF_N_=1 THEN SET M ;
  SET E ;
  EI=EM-GM ;
  IF EI<=0 THEN INDEX=0 ;                              /*Defining the indicator variable*/
  IF EI>0 THEN INDEX=1 ;
  EI2=EI*INDEX ;
TITLE ' -- Environmental index --' ;
PROC PRINT NOOBS LABEL ;
  LABEL EI='ENV. INDEX' ;
  VAR ENV EI ;
DATA COMBINE ;
  MERGE LE ENVIND ;
  BY ENV ;
  DROP _TYPE_ _FREQ_ ;
PROC SORT OUT=COMBINE ;
  BY LINE ;
TITLE ' -- Piecewise regression analysis of each line --' ;
PROC REG OUTEST=EST ;                  /*Piecewise regression of yield on environmental index*/
```

(續附錄 1.)

```
    BY LINE ;
    MODEL LEM=EI EI2 ;
  DATA ESTB ;
    SET EST ;
    KEEP LINE EI EI2 ;
  DATA OUTLIST ;
    MERGE ESTB L ;
    BY LINE ;
    DROP _TYPE_ _FREQ_ ;
    EP=EI ;                                          /*Estimation of two stability indices*/
    EF=EI+EI2 ;
  TITLE ' -- Summary of mean yield and stability index --' ;
  PROC PRINT NOOBS LABEL ;                           /*List of mean yield and stability indices*/
    LABEL LINE='LINE'
          LM='YIELD MEAN'
          EP='b in poor environments'
          EF='b in favorable environments' ;
          VAR LINE LM EP EF ;
  RUN ;
```

引用文獻

1. Becker, H. C. and J. Lēon. 1988. Stability analysis in plant breeding. Plant Breed. 101 : 1—23.
2. Berke, T. G., P. S. Baenziger and R. Morris. 1992. Chromosomal location of wheat quantitative trait loci affecting stability of six traits, using reciprocal chromosomal substitutions. Crop Sci. 32 : 628—633.
3. Eberhart, S. A. and W. A. Russell. 1966. Stability parameters for comparing varieties. Crop Sci. 6 : 36—40.
4. Finlay, K. W. and G. N. Wilkinson. 1963. The analysis of adaptation in a plant breeding programme. Austral. J. Agric. Res. 14 : 742—754.
5. Lin, C. S., M. R. Binns and L. P. Lefkovitch. 1986. Stability analysis : Where do we stand? Crop Sci. 26 : 894—900.
6. Lin, C. S. and M. S. Binns. 1994. Concepts and methods for analyzing regional trial data for cultivar and location selection. Plant Breed. Reviews 12 : 271—297.
7. Lu, H. Y. 1988. Stability analysis. Sci. Agric. 36 : 333—339. (in Chinese)
8. Lu, H. Y., C. T. Lu and C. C. Chen. 1992. Effects of yield components and agronomic traits on yield stability of Japonica rice. J. Agric. Res. China 41 : 317— 330. (in Chinese with English summary)
9. Lu, H. Y. and C. T. Tien. 1993. Studies on nonparametric method of phenotypic stability. II. Selection for stability of agronomic concept. J. Agric. Assoc. China 164 : 1—16. (in Chinese with English summary)
10. Lu, H. Y. 1994. A SAS program for regression analysis of stability. J. Agric. Res. China 43 : 283—292. (in Chinese with English summary)
11. Neter, J., M. H. Kutner, C. J. Nachtsheim and W. Wasserman. 1996. Applied Linear Regression Models. Richard D. IRWIN, 3rd, London. pp. 474—477.

12. Perkins, J. M. and J. L. Jinks. 1968. Environmental and genotype-environmental components of variability : Ⅲ. Multiple lines and crosses. Heredity 23 : 339—356.

13. Pritts, M. and L. Luby. 1990. Stability indices for horticultural crops. Hort Science 25 : 740—745.

14. Verma, M. M. and G. S. Chahal. 1978. Limitations of conventional regression analysis : A proposed modification. Theor. Appl. Genet. 53 : 89—91.

15. Westcott, B. 1986. Some methods of analysing genotype-environment interaction. Heredity 56 : 243—253.

16. Wright, A. J. 1976. Bias in the estimation of regression coefficients in the analysis of genotype-environment interaction. Heredity 37 : 299—303.

17. SAS Institute Inc. 1990. SAS／STAT User's Guide. Version 6, 4th ed., Cary, NC.

Comparative Study of a Piecewise Linear Regression Model with the Conventional Regression Model for Assessing Nonlinear Environmental Responses of Crops[1]

Hsiu-Ying Lu[2]

Summary

A high adaptable crop variety would be the one with relatively low sensitivity in the poor environments and high sensitivity in the favorable environments. That is, an ideal genotype should have nonlinear responses to environment. The conventional linear regression for stability analysis cannot detect such varieties, and an unstable variety might be wrongly regarded as stable, because the computation of the linear regression over all the environments has the masking effect on the detection of ideal genotypes, if they exist in the population. The purpose of this study was to compare the validity of the piecewise linear regression model proposed by Verma and Chahal (1978) and the conventional regression model in stability analysis. Based on hypothetical models of maize and rice, two hundred sets of simulated data generated from each hypothetical model were analyzed by each of the conventional regression and piecewise linear regression. The result showed the piecewise linear regression is useful to measure the separate responses of varieties to the defferent ranges of environments, and reduce the risk of wrongly identification. A SAS program for the piecewise linear regression analysis of stability was presented. This program runs on personal computers. The procedure was illustrated through an example of maize regional trial data in Taiwan. It is useful to agricultural researchers in application of piecewise linear regression for stability analysis. The relationship among stability in poor environments, stability in favorable environments and mean performance for each genotype was shown by a three-dimensional graph. This graph provides a direct and easy method of screening genotypes with the performance above the mean and high adaptability.

Key words : Stability, Piecewise linear regression, Nonlinear responses, Simulation experiment, Hypothetical model, SAS program.

1. Contribution No. 1927 from Taiwan Agriculture Research Institute.
2. Statistician, Department of Agronomy, TARI, Wufeng, Taichung, Taiwan, ROC.

中華農業研究（Jour. Agric. Res. China）47(1)：28～53（1998）

種子水分含量下降速率之探討[1]

范明仁　魏趨開　許庭榮　黃宜玫[2]

摘要：於農業試驗所國家作物種原中心之乾燥室內（溫度 18～20°C，RH8～10%）進行水稻、玉米、大豆、落花生、田菁、油菜、類地毯草和胡麻等作物種子水分含量下降曲線模式的推測，結果以對數方程式 $y=a+b\ \ln(x)$ 爲迴歸曲線時（其中 x 爲乾燥日數，y 爲種子含水率，a 爲截距，b 爲迴歸係數），可發現利用實測值所推算之迴歸曲線之迴歸係數皆爲極顯著，且決定係數 $R^2>0.8$，證明可以利用此形式迴歸曲線來估算種子含水率在種原中心乾燥室環境下之下降情形。另外，亦採用目前種原中心儲藏數量最多的三種作物—水稻、玉米和大豆爲試驗材料，來推算種子含水率的對數迴歸曲線，進而以統計分析來檢定同一作物各品種間可否合併爲一條迴歸曲線來表示。根據試驗結果可知，當種子初始含水率爲12%時水稻供試品種中秈稻、長粒秈糯、圓秈糯、梗糯和陸稻可以合併爲一含水率下降迴歸曲線：$y=9.1555-1.1898\ \ln(x)$, $R^2=0.9826$，而梗稻則可合併成另一含水率下降迴歸曲線：$y=9.5751-1.12581\ \ln(x)$, $R^2=0.9912$。故迴歸曲線合併與否，可能和水稻品種間種原分類和種子化學成分有關。當種子初始含水率爲16%時，玉米所有供試品種可合併爲一含水率下降迴歸曲線：$y=11.302-1.7182\ \ln(x)$，$R^2=0.9807$。就玉米而言，種子水分含量之下降與品種特性無關。當種子初始含水率爲14%時，大豆供試品種百粒重 5.50～19.11g 間可合併爲一含水率下降迴歸曲線：$y=6.8808-1.1373\ \ln(x)$, $R^2=0.9061$，而百粒重 5.50g 以下則可獨自形成一含水率下降迴歸曲線：$y=7.3667-0.6959\ \ln(x)$, $R^2=0.8439$。此外，百粒重 19.11g 以上亦可獨自形成另一含水率下降迴歸曲線：$y=9.4171-1.7004\ \ln(x)$, $R^2=0.9376$，由此可見種子百粒重會影響大豆品種間含水率下降迴歸曲線可否合併之現象。

關鍵詞：水稻、玉米、大豆、種子含水率、乾燥室、含水率下降迴歸曲線。

前　言

植物種原是發展新作物的主要來源，也是品種改良的基礎。植物種原所具有的遺傳變異乃是作物品種改良的基本動力，作物育種能夠持續的進步發展，端賴廣泛而又豐富的作物種原，否則無法克盡其功。農試所國家作物種原中心保存植物種原的方式乃是以種子保存、無性繁殖作物之異地保存及組織培養方式保存爲主，其中又以種子形式來保存的作物種類最多(2)。種子依儲藏特性不同，可分爲耐儲型（orthodox）和不耐儲型（recalcitrant）兩類種子，耐儲型種子會隨種子含水率和儲藏溫度降低而提高其壽命(14,20)，不耐儲型種子則不耐乾燥(17,18)或不耐低溫儲藏(16)。而本種原中心在種子進入冷藏庫（包括短期庫，中期庫和長期庫）前，必須先在乾燥室進行降低含水量的步驟，這是因爲目前所儲藏的作物種子多屬耐儲型；而且根據 IBPGR（1985）的種原庫種子操作程序也指出，種子儲藏壽

1. 臺灣省農業試驗所研究報告第 1928 號。
2. 本所作物種原室研究員兼主任、助理、約聘技師、約僱人員(民國86年 8 月底離職)。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。

命和種子水分含量關係密切[15]。因此，一般建議種子含水率愈低愈好，但以3～7%最佳。此外，有些作物種子含水率卻不可太乾，太乾時反而可能會造成品質劣化而影響其壽命，例如：水生植物、熱帶果樹的芒果、可可、椰子和波羅蜜，嗜好料類作物的茶和咖啡，以及工藝作物的油桐和橡樹等等[16]。所以 IBPGR (1985) 推薦種子乾燥環境爲溫度 15°C，RH 10～15%[15]；而本種原中心的乾燥室目前則採用溫、濕度各爲18～20°C，RH 8～10%，這是配合本地環境和實際需要所做的調整。

種原中心所保存之種原，原則上是希望種子之活力延長愈久愈好，如此一則可減少繁殖時所耗費之人力、物力；再則，可減少因繁殖所產生之遺傳漂移（genetic drift）。根據 Roberts (1960) 指出：小麥、燕麥、大麥和水稻種子的半活力期（P）之對數與種子含水量呈直線關係[19]。此外，Ellis 和 Roberts (1980) 亦提出同一種作物，不論其基因型或來源，可能存有儲藏壽命的差異，但在相同的儲藏溫度和種子含水率條件下，其存活曲線的斜率相同[9]。但是，若儲藏溫度和種子含水量二值愈大，則會造成斜率變大及種子活力下降加快的趨勢出現。著名的 Harrington 儲藏二訣：「儲藏溫度每降低 5°C，種子含水率每降低1%，則壽命亦加倍」[4]；但是若以大麥種子而言，實際上只在溫度 10～25°C，含水率6～12%時是適用地，若超出此一溫度和相對溼度範圍外，則種子壽命的預估仍需要作重新檢測，方能符合實際種子衰變現象。國家作物種原中心內，種子儲藏庫爲長期庫－12±2°C，中期庫爲 1±2°C，因此溫度條件爲一定，但包裝容器皆爲密閉及不透水材質，故影響種子壽命最重要的條件爲入庫儲藏時種子含水率。根據 Ellis 和 Roberts (1980) 所提出來預測種子壽命的種子改良活力方程式中，亦提及影響種子活力老化的因素爲起始活力，儲藏時間及儲藏條件（包括儲藏溫度和種子含水率）[3,9]。由於本種原中心的種子儲藏條件中的溫度保持不變，故在種子入庫儲藏前需將種子之水分含量調整至最適狀態，以期種子的儲藏壽命能最長[8]。然而，目前測量種子含水率的方法皆爲破壞性方法，同時在爲將含水率降低至最適狀態可能需要測量數次後才能達到。這對於數量少而且珍貴的種原而言，這種做法並不恰當，故需建立各種作物的種子含水率下降迴歸曲線，以作爲推算乾燥種子至最適含水率所需時間之根據[15]。IBPGR (1985) 提出種子乾燥曲線是以對數形式下降，直至達到平衡水分含量；而且同一作物不同種間，乾燥速率大致相同，故可用平均乾燥曲線來預估種子水分含量[15]。

本研究乃是先利用水稻、玉米、大豆、花生、田菁、胡麻（芝麻）、油菜和類地毯草八種作物的種子，進行乾燥室環境下種子含水率下降迴歸曲線的對數曲線形式之檢定；這一試驗目的乃是根據八種供試作物在乾燥室乾燥期間，種子含水率下降的變化趨勢，用以確定採用對數形式的種子含水率下降迴歸曲線是否可行，並以決定係數來判斷是否合適。其次，則在迴歸曲線的形式確立後以種原中心目前儲藏量較大的水稻、玉米和大豆三種作物之種子，進行同一作物不同種間的含水率迴歸曲線轉換爲迴歸直線後之相等性檢定，以檢測同一作物各品種間是否可共用一條含水率迴歸曲線，或是各品種間要依某種特性來區分數群，而後再分別合併出數條含水率迴歸曲線，目的則是在確實求出水稻、玉米和大豆的含水率下降迴歸曲線，以供國家作物種原中心乾燥室作業流程之實際應用。

材料與方法

首先，進行不同作物間種子水分之乾燥試驗，此試驗使用的八種試驗材料分別爲水稻、玉米（由農試所農藝系提供）、落花生（由臺南區農業改良場提供）、大豆（由亞蔬中心提供）、田菁、油菜、類地毯草和胡麻（由種子行購得）的種子（表１）。試驗的方法乃是先測定種子的含水率和百粒重（以種子含水率13%爲計算標準），而後根據種子乾燥試驗結果，將種子含水率下降實測曲線求出，並將種子含水率下降的實測值，經 SAS 分析後得到對數形式的種子含水率下降迴歸曲線。此外，

再進行同一作物不同品種間種子水分之乾燥試驗，這試驗所使用的三種試驗材料分別爲水稻、玉米（由農試所農藝系提供）和大豆（由亞蔬中心提供）的種子（表２）。試驗的方法也是先測定種子的含水率和百粒重（以種子含水率13%爲計算標準），而後根據種子乾燥試驗結果來統計分析，並將對數形式的種子含水率下降迴歸曲線求出。再將這些迴歸曲線轉換成直線方程式以進行同一作物不同品種間種子含水率下降直線方程式的斜率和截距之相等性比較，用以確定不同品種間，種子含水率下降迴歸曲線可否合併。若品種間可以合併，則以實測資料的平均值來求其種子含水率下降的合併迴歸曲線；若不可以合併，則以學生氏 t 值來檢定任意兩品種間差異，以分析出品種間的分群組合；再將分群後的品種組合進行上述種子含水率下降直線方程式的斜率和截距之相等性比較，以求出確實可行的種子含水率下降之合併迴歸曲線[1]。所有試驗的檢測項目及其過程，如下列所示：

表 1. 水稻、玉米、大豆、落花生、田菁、油菜、類地毯草和胡麻等不同作物種子於種原中心乾燥室水分平衡的結果（濕基）

Table 1. Seed moisture content among different crops, containing rice, corn, soybean, peanut, sesbania, rape, carpetgrass and sesame, at equilibrium with air in the drying room of NPGRC.

作物名稱 crop name	百粒重 (g) 100-grain weight(g)[z]	初始含水率 initial M.C.	乾燥日數（天） drying time(day)	含 水 率 M.C.
落花生（臺南12號）	72.70	10.8%	7	2.458%
玉米（臺南17號）	23.20	15.3%	22	6.335%
大豆（臺農 4 號）	19.40	15.1%	18	4.278%
水稻（臺農69號）	2.60	14.6%	19	5.911%
田菁	1.70	18.2%	17	4.490%
胡麻	0.34	8.5%	6	2.546%
油菜	0.23	11.3%	16	2.981%
類地毯草	0.13	14.0%	10	5.584%

[z] The 100-grain weight of seeds was based on 13% of moisture content.

表 2. 不同品種間種子水分乾燥試驗的試驗材料—水稻，玉米和大豆的供試品種名稱，百粒重和特性資料

Table 2. Variety name, 100-grain weight and characteristic data of different varieties of rice, corn and soybean inducted in seed moisture content assay.

水稻 (*Oryza sativa*)		
品種名稱 variety name	百粒重(g) 100-grain weight[z]	類型 type
臺農 2 號	3.20	陸稻
臺農秈糯 2 號	2.90	長粒秈糯
臺秈 1 號	2.70	秈稻
臺稉糯 1 號	2.70	稉糯
臺稉 4 號	2.70	稉稻
臺農67號	2.60	稉稻
臺農38號	2.60	稉稻
臺秈糯 2 號	2.20	圓秈糯

(續表 2.)

玉米 (*Zea mays*)		
品種名稱 variety name	百粒重(g) 100-grain weight	特性資料 description
臺中白皮	39.85	綜合品種、蠟質種、糯性
臺農 1 號	28.58	單雜交品種、馬齒種、子粒橘黃
臺南12號	21.80	雙雜交品種、硬粒種、中熟
臺南 5 號	21.10	雙雜交品種、馬齒種、早熟
臺農351號	16.59	單雜交品種、硬粒種、子粒橘紅
pop-corn	16.58	爆裂種、子粒有 rice 和 pearl 兩型

大豆 (*Glycine max*)		
品種名稱 variety name	百粒重(g) 100-grain weight	特性資料或來源 description/source
90-F-3	30.42	亞蔬中心提供
臺農 4 號	19.11	種皮淡黃、中熟、雜交育成
PI253663	14.99	亞蔬中心提供
112-1〔G02244〕	11.27	亞蔬中心提供
1391O.B.B.	6.71	亞蔬中心提供
D-69-1423	3.56	亞蔬中心提供

[z]The 100-grain weight of seeds was based on 13% of moisture content.

一、含水率之計算方法

以種子含水之重(溼基)爲分母,其內含之水重爲分子。即含水率%=〔(種子內含之水重)/(種子內含之水重+種子水分外之其他物質重)〕×100%,所得爲濕基的含水率。

二、種子加濕處理

爲使受測種子樣品的種子水分含量一致,且由高含水率開始下降,先將種子以塑膠網袋或信封袋包裝,放在密閉容器內(直徑 29cm,底座高 21cm,下層置水),置於 20°C 下,使種子吸溼10天。再取出測起始含水率及100粒種子重,各 4 重覆。

三、初始含水率測定

一般作物若種子比稻種子大者則需磨成粉狀,需磨粉時將材料約取 5g 以磨粉機(佑崎機械公司,DM-6 粉碎機)粉碎10秒,稱空瓶之重量(W_0),放入材料,再稱含瓶溼重(W_1),將稱量瓶(玻璃瓶身及瓶蓋,直徑 4.0cm,高 5.2cm,重約 45g)之瓶蓋打開後放到烘箱(Memmert® Modell 500型)以 104°C,24小時烘乾後,蓋上瓶蓋取出放到密閉容器(直徑 29cm,底座高 21cm,下層放藍色矽膠)。回溫15分鐘後,稱含瓶乾重(W_2)。不磨粉的材料除不磨粉外,其餘方式相同,各材料重覆 4 次。

$$初始含水率\% = \frac{含瓶溼重(W_1) - 含瓶乾重(W_2)}{含瓶溼重(W_1) - 含瓶重(W_0)} \times 100\%$$

四、種子百粒重測定

全部供試作物品種之種子，以方法 2 及 3 算出之起始100粒種子重及起始含水率，再換算成13%含水率時的種子百粒重。

五、含水率下降的實測曲線

含水率下降的實測曲線，設定X軸爲時間，Y軸爲種子含水率。在種子吸溼後，每份材料各取10g，6 重覆，以紙袋裝，放於塑膠盤上，移入國家作物種原中心之種子乾燥室，溫度 18～20°C，相對溼度8～10%，空氣之置換比率爲 $2m^3/min$。開始時每隔 6 小時稱重一次，並計算和上次重量之差。如果連續二次稱重後的重量差值，不到第一次差值的一半時，測定的時間增加一倍，即12小時，同樣每12小時稱重後之重量差值，有二次不到以12小時第一次稱重差值的一半時，測定的時間再增加一倍，即24小時，以此類推，2 天、4 天、8 天測一次，直到需16天測一次時停止。稱重時，將種子自紙袋倒在塑膠盤內再以電子天秤稱重。

六、測定實測曲線過程之含水率換算

第 i 次稱重後之重量（Wi）和起始稱重之重量（Wo）之差值，即爲減少的重量，（Wo－Wi）視爲種子減少的水分。起始含水率爲 WCo(%)，第 i 次稱之重爲 Wi(g)，起始稱之重爲 Wo(g)

$$\text{第 i 次時之含水率\%}=\frac{Wi-〔Wo\times(100-WCo)\%〕}{Wi}\times 100\%$$

七、含水率下降的合併迴歸曲線

利用 SAS 軟體來分析種子乾燥試驗的乾燥日數及其含水率資料，以求得作物各品種之含水率下降迴歸曲線（對數形式）。進而將其轉換成迴歸直線方程式（將含水率下降迴歸曲線的 log(x) 值和 log(y) 值分別轉換爲迴歸直線方程式之X值和Y值），以進行數條直線方程式之迴歸係數和截距的相等性檢定，做爲判斷同一作物各品種間的含水率迴歸曲線可否合併的根據。若可合併，則取平均值，求其平均含水率曲線，若不可合併則以學生氏 t 值檢定來將同一作物各品種間分群，再分別依據各群進行迴歸直線相等性檢定和迴歸曲線之合併(檢定方程式由臺灣大學農藝系沈明來教授提供)(1)。

結　果

一、不同作物間種子含水率下降速率

進行不同作物間種子含水率下降的試驗材料，依據百粒重由大而小分別爲落花生（臺南12號）72.70g，玉米（臺南17號）23.20g，大豆（臺農 4 號）19.40g，水稻（臺農69號）2.60g，田菁 1.70g，胡麻 0.34g，油菜 0.23g 和類地毯草 0.13g（表 1）。結果，根據於種原中心乾燥室內進行種子含水率下降試驗之乾燥日數和含水率資料，經 SAS 軟體分析後，可得其含水率迴歸曲線（對數形式），依次爲落花生 $y=6.6286-1.9602\ln(x)$，$R^2=0.9587$；玉米 $y=12.474-1.9139\ln(x)$，$R^2=0.981$；大豆 $y=11.224-2.405\ln(x)$，$R^2=0.9701$；水稻 $y=12.139-2.0923\ln(x)$，$R^2=0.9806$（圖1-A）；田菁 $y=12.818-2.9293\ln(x)$，$R^2=0.9714$；類地毯草 $y=10.507-2.0638\ln(x)$，$R^2=0.8159$；油菜 $y=6.4629-1.2836\ln(x)$，$R^2=0.8564$；胡麻 $y=4.6468-1.0196\ln(x)$，$R^2=0.8704$（圖1-B）。依據這八種作物的含水率迴歸曲線，可發現落花生、玉米、大豆、水稻和田菁五種作物的對數形式之迴歸曲線 R^2 均大於0.9，而類地毯草、油菜和胡麻三種作物的迴歸曲線 R^2 亦可達0.8以上（根據決定係數顯著性檢定可知，$R^2>0.67$ 表示顯著，$R^2>0.84$ 表示極顯著）。因此，採用對數形式來探討種子含水率下降迴歸曲線是合適地，故採用此形式之含水率下降迴歸曲線，可以作爲在國家作物種原中心乾燥室內預測作物種子乾燥至最適含水率所需之日數。

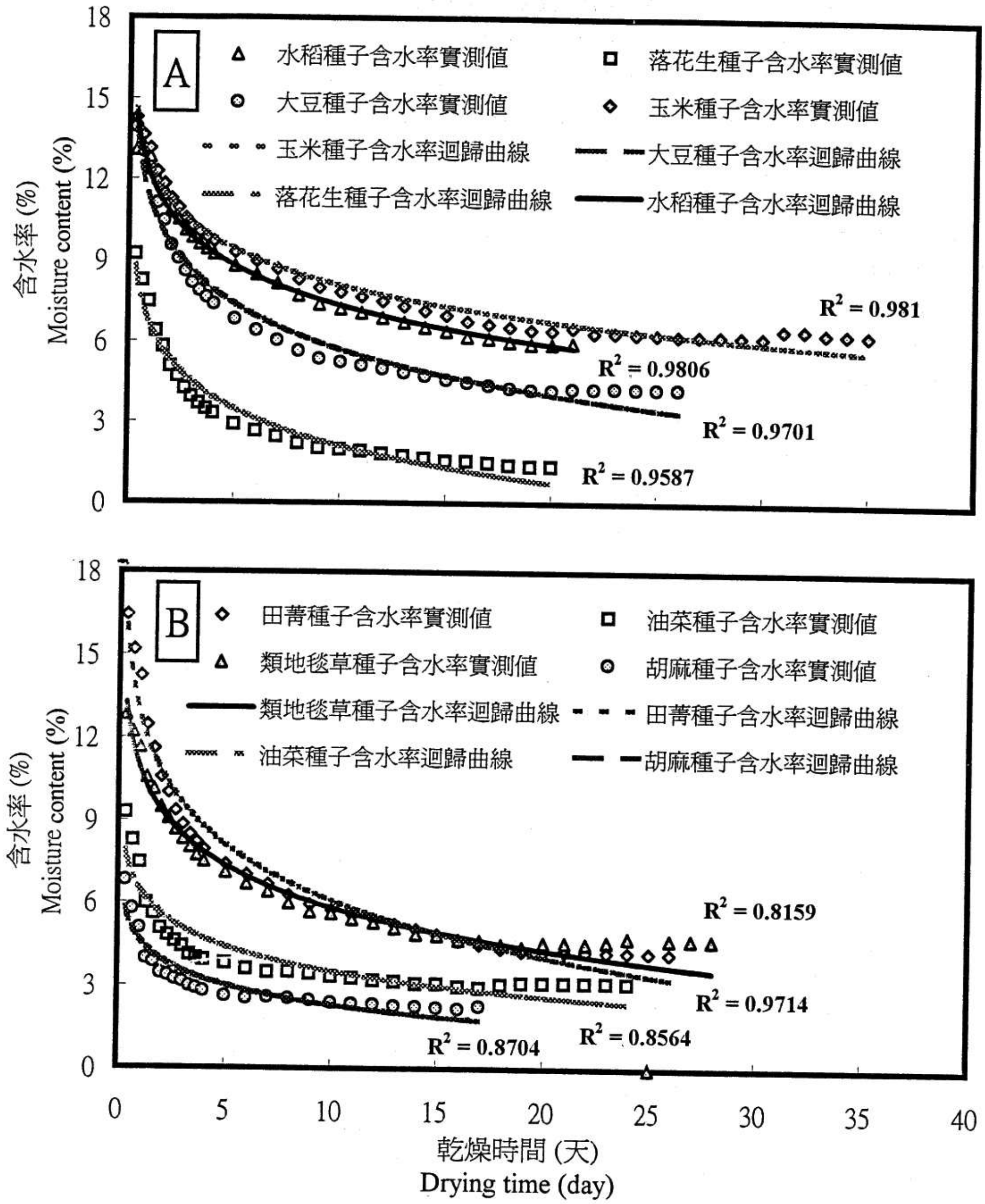

圖 1. 落花生、玉米、大豆、水稻、田菁、胡麻、油菜和類地毯草種子置於乾燥室後種子含水率的變化趨勢

Fig. 1. The changes in seed moisture content of peanut, corn, soybean, rice, sesbania, sesame, rape and carpetgrass seeds after placed in the drying room of NPGRC. (Regression curve model：

A：□peanut: $y=6.6286-1.9602\ln(x)$, ◇ corn: $y=12.4740-1.9139\ln(x)$

○soybean: $y=11.2240-2.4050\ln(x)$, △ rice: $y=12.1390-2.0923\ln(x)$

B：◇sesbania: $y=12.8180-2.9293\ln(x)$, △ carpetgrass: $y=10.5070-2.0638\ln(x)$

□ rape: $y=6.4629-1.2836\ln(x)$, ○ sesame: $y=4.6468-1.0196\ln(x)$)

二、同一作物不同品種間種子含水率下降速率

探討不同品種間種子含水率下降速率的試驗材料，依據百粒重大小分別為水稻：臺農選 2 號 3.2 g，臺農秈糯 2 號 2.9g，臺秈 1 號 2.7g，臺稉糯 1 號 2.7g，臺稉 4 號 2.7g，臺農67號 2.6g，臺農38號 2.6g 和臺秈糯2 號 2.2g 共八品種。玉米：臺中白皮 39.85g，臺農 1 號 28.58g，臺南12號 21.8g，臺南 5 號 21.1g，臺農351號 16.59g 和 pop-corn 16.58 共六品種。大豆：90-F-3 為 30.42g，臺農 4 號 19.11g，PI 253663 為 14.99g，112-1〔G02244〕為 11.27g，1391O.B.B. 為 6.71g 和 D-69-1423 為 3.56g 共六品種。所以，依據百粒重大小可發現水稻品種間差異不大，介於 2.2～3.2g，玉米品種間則百粒重差異甚大，介於 16.58～39.85g，大豆品種間百粒重差異亦大，介於 3.56～30.42g（表 2）。

(一)水稻種子含水率下降迴歸曲線

水稻八品種經種子乾燥處理所得的乾燥日數和含水率資料，利用 SAS 軟體所分析後之乾燥日數與含水率迴歸曲線，分別為臺農選 2 號 $y=9.5374-1.305\ \ln(x)$，$R^2=0.9826$；臺農秈糯 2 號 $y=9.182-1.2548\ \ln(x)$，$R^2=0.9714$；臺秈 1 號 $y=9.2661-1.2688\ \ln(x)$，$R^2=0.9653$；臺稉糯 1 號 $y=9.6836-1.3028\ \ln(x)$，$R^2=0.9844$；臺稉 4 號 $y=9.989-1.3349\ \ln(x)$，$R^2=0.9857$；臺農67號 $y=9.6043-1.3524\ \ln(x)$，$R^2=0.9785$；臺農38號 $y=9.968-1.3483\ \ln(x)$，$R^2=0.979$；臺秈糯 2 號 $y=9.4632-1.2728\ \ln(x)$，$R^2=0.9601$；（圖2-A～H）。所以，由上述結果可知水稻八品種的含水率迴歸曲線 R^2 皆大於0.9以上（根據決定係數顯著性檢定可知，$R^2>0.84$ 表示極顯著），表示這八條迴歸曲線作為預測種子乾燥至最適種子含水率所需天數皆是合適地。

為進一步探討水稻八品種間的乾燥日數與含水率迴歸曲線是否可以合併，將八條迴歸曲線轉換成迴歸直線方程式，分別為臺農選 2 號 $Y=9.1823-1.3099X$，$R^2=0.9913$；臺農秈糯 2 號 $Y=8.8619-1.2592X$，$R^2=0.9824$；臺秈 1 號 $Y=8.8588-1.2745X$，$R^2=0.9782$；臺稉糯 1 號 $Y=9.1848-1.3099X$，$R^2=0.9931$；臺稉 4 號 $Y=9.3617-1.3441X$，$R^2=0.9932$；臺農67號 $Y=9.3351-1.3563X$，$R^2=0.9879$；臺農38號 $Y=9.3600-1.3574X$，$R^2=0.9885$；臺秈糯 2 號 $Y=8.6650-1.2840X$，$R^2=0.9788$（表 3）。同時，進行八品種迴歸直線之迴歸係數相等性檢定，根據變方分析表（表 4）可知共同斜率和各品種斜率間的實測 F 值皆大於 F_α，這表示在這八品種迴歸直線組合間有共同斜率存在，但在各組斜率間至少有一組不等。因為各組斜率間至少有一組不等，故進而以學生氏 t 值來進行任意二品種迴歸直線的迴歸係數和截距的比較。根據迴歸係數的 t 值結果可發現八品種應區分成二群，一群為臺農選 2 號、臺農秈糯 2 號、臺秈 1 號、臺稉糯 1 號和臺秈糯 2 號；另一群則為臺稉 4 號、臺農67號和臺農38號(表 5)。為了進一步了解水稻這二群品種是否可以分別合併其乾燥日數與含水率迴歸曲線，故二群品種分別再度進行迴歸直線的相等性檢定；根據斜率分析結果可知二群的共同斜率實測 F 值皆大於 F_α，而各品種斜率間的實測 F 值亦皆小於 F_α，故表示水稻二群品種間的乾燥日數與含水率迴歸曲線之斜率是可以分別合併(表 6，表 7)。另根據表 5 可以發現在水稻二群品種間的迴歸直線之截距 t 值有顯著差異存在，這是因為種子起始含水率(12.61～13.37%)不同所致(圖 2，表 3)。所以，利用內插法求出種子含水率12%時所需的乾燥日數，進而再以種子含水率12%作為起始含水率的標準來換算出水稻 8 品種間之新迴歸直線。然後，以 F 檢定的變方分析法來檢定水稻二群品種間的新迴歸直線(種子起始含水率均為12%)之截距，可發現這二群品種的截距間 F 值均小於 F_α，這表示此二群品種的迴歸直線之截距間無顯著差異存在，故

水稻二群品種間的乾燥日數與含水率迴歸曲線之截距亦可以分別合併(表 8，表 9)。因此，將水稻二群品種間分別平均已換算過的資料值（種子起始含水率均爲12%）再經 SAS 分析後的乾燥日數與含水率迴歸曲線分別爲 $y=9.1555-1.1898\ \ln(x)$，$R^2=0.9826$（$R^2>0.92$ 表示極顯著）(圖 3)和 $y=9.5751-1.2581\ \ln(x)$，$R^2=0.9912$($R^2>0.98$ 表示極顯著)(圖 4)。

表 3. 在種子水分乾燥試驗中，水稻、玉米和大豆不同品種間的乾燥日數與種子含水率迴歸曲線所轉換成之迴歸直線方程式

Table 3. The transformed linear regression equations among the varieties of rice, corn and soybean in the seed moisture content reducing experiment.

	水稻（*Oryza sativa*）	i.m.c.=12.61～13.37%
代號・品種名稱 code no. variety name	迴歸直線方程式 linear regression equation[z]	決定係數（R-SQUARE） determination coefficient
1. 臺農選 2 號	Y=9.1883−1.3099X	0.9913
2. 臺農秈糯 2 號	Y=8.8619−1.2592X	0.9824
3. 臺秈 1 號	Y=8.8588−1.2745X	0.9782
4. 臺稉糯 1 號	Y=9.1848−1.3099X	0.9931
5. 臺稉 4 號	Y=9.3617−1.3441X	0.9932
6. 臺農67號	Y=9.3351−1.3563X	0.9879
7. 臺農38號	Y=9.3600−1.3574X	0.9885
8. 臺秈糯 2 號	Y=8.6650−1.2840X	0.9788
	玉米（*Zea mays*）	i.m.c.=16.71～18.15%
代號・品種名稱 code no. variety name	迴歸直線方程式 linear regression equation	決定係數（R-SQUARE） determination coefficient
1. 臺中白皮	Y=9.4391−1.1036X	0.9829
2. 臺農 1 號	Y=9.3156−1.1152X	0.9818
3. 臺南12號	Y=9.2723−1.1372X	0.9666
4. 臺南 5 號	Y=9.5913−1.1363X	0.9618
5. 臺農351號	Y=9.0980−1.1297X	0.9622
6. pop-corn	Y=9.0415−1.0729X	0.9808
	大豆（*Glycine max*）	i.m.c.=11.69～16.86%
代號・品種名稱 code no. variety name	迴歸直線方程式 linear regression equation	決定係數（R-SQUARE） determination coefficient
1. 90-F-3	Y=8.4082−1.1574X	0.9357
2. 臺農 4 號	Y=7.8502−1.0965X	0.8491
3. PI253663	Y=7.2103−1.0499X	0.8114
4. 112-1〔G02244〕	Y=7.3645−1.0046X	0.8569
5. 1391O.B.B.	Y=7.2730−1.0164X	0.7842
6. D-69-1423	Y=6.2455−0.5464X	0.8784

[z] In linear regression equations, Y=log(y), y: seed moisture content; X=log(x), x: drying time. (i.m.c.=initial moisture content)

表 4. 在種子水分乾燥試驗中，水稻、玉米和大豆不同品種間的數組乾燥日數與種子含水率迴歸直線方程式之比較變方分析表

Table 4. The analysis of variance table of regression curves of seed moisture content among the varieties of rice, corn and soybean in the seed moisture content reducing experiment.

水稻 (*Oryza sativa*)

變因 source	自由度 d.f.	平方和 sum of squares	均方 mean square	實測F值 F value	F_α 0.05	F_α 0.01
共同斜率	1	2,855.323	2,855.323	45,632.9435**[z]	3.8415	6.6349
斜率間	7	2.082	0.297	4.7540**[y]	2.0096	2.6393
離迴歸	1,376	86.098	0.063			
總計	1,384	2,943.504				

玉米 (*Zea mays*)

變因 source	自由度 d.f.	平方和 sum of squares	均方 mean square	實測F值 F value	F_α 0.05	F_α 0.01
共同斜率	1	7,385.3597	7,385.597	5,054.3134**[z]	3.8415	6.6349
斜率間	5	3.029	0.606	0.4146	2.2141	3.0173
離迴歸	1,176	1,718.426	1.461			
總計	1,182	9,107.051				

大豆 (*Glycine max*)

變因 source	自由度 d.f.	平方和 sum of squares	均方 mean square	實測F值 F value	F_α 0.05	F_α 0.01
共同斜率	1	5,179.732	5,179.732	5,679.3082**[z]	3.8415	6.6349
斜率間	5	216.281	43.256	47.4281**[y]	2.2141	3.0173
離迴歸	852	777.054	0.912			
總計	858	6,173.067				

[z] * and ** indicate that the common slope exists among groups of straight lines at 5% and 1% signification levels respectively.

[y] * and** indicate that at least one group's slope is significantly different among groups of slopes at 5% and 1% signification levels respectively.

表 5. 在種子水分乾燥試驗中，水稻不同品種間的乾燥日數與種子含水率迴歸直線方程式（起始含水率12.61～13.37%）之迴歸係數間和截距間的比較

Table 5. The comparison of intercept and regression coefficient of the seed moisture content linear regression (i.m.c.=12.61～13.37%) among the varieties of rice.

比較方式 comparison type	學生氏 t 統計值 Student's statistical value		t_α	
	截距 intercept	迴歸係數 regression coefficient	0.05	0.01
1VS2	8.0237**	2.0642*	1.96	2.58
1VS3	9.3886**	1.4446	1.96	2.58
1VS4	0.1311	0.0004	1.96	2.58
1VS5	3.6709**	1.3915	1.96	2.58
1VS6	1.6813	1.8882	1.96	2.58
1VS7	2.5257*	1.9296	1.96	2.58
1VS8	17.3907**	1.0574	1.96	2.58
2VS3	1.3613	0.6196	1.96	2.58
2VS4	7.8962**	2.0638*	1.96	2.58
2VS5	11.6982**	3.4557**	1.96	2.58
2VS6	9.7086**	3.9523**	1.96	2.58
2VS7	10.5531**	3.9938**	1.96	2.58
2VS8	9.3633**	1.0667	1.96	2.58
3VS4	9.2575**	1.4441	1.96	2.58
3VS5	13.0595**	2.8361**	1.96	2.58
3VS6	11.0699**	3.3327**	1.96	2.58
3VS7	11.9143**	3.3742**	1.96	2.58
3VS8	8.0021**	0.3871	1.96	2.58
4VS5	3.8020**	1.3919	1.96	2.58
4VS6	1.8124	1.8886	1.96	2.58
4VS7	2.6569**	1.9301	1.96	2.58
4VS8	17.2595**	1.0570	1.96	2.58
5VS6	1.9896*	0.4966	1.96	2.58
5VS7	1.1452	0.5381	1.96	2.58
5VS8	21.0616**	2.4490*	1.96	2.58
6VS7	0.8444	0.0415	1.96	2.58
6VS8	19.0720**	2.9456**	1.96	2.58
7VS8	19.9164**	2.9871**	1.96	2.58

* and** indicate the slopes and intercepts between any two lines respectively arrived at 5% and 1% signification levels . (code-name listed in table 3)

表 6. 在種子水分乾燥試驗中，水稻不同品種間種子含水率下降曲線之斜率經過學生氏 t 值檢定後代號1,2,3,4和 8 的品種之含水率迴歸直線方程式的比較變方分析表

Table 6. The analysis of variance table of the regression curve of seed moisture content among rice varieties no. 1,2,3,4 and 8.

水稻 (*Oryza sativa*)						
變因 source	自由度 d.f.	平方和 sum of squares	均方 mean square	實測F值 F value	F_α 0.05	0.01
共同斜率	1	1,718.786	1,718.786	24,452.1202**	3.8415	6.6349
斜率間	4	0.412	0.103	1.4666	2.3719	3.3192
離迴歸	860	60.451	0.070			
總計	865	1,779.650				

* and ** indicate that the common slope exists among groups of straight lines at 1% and 5% signification levels respectively.
(No. 1 : Tainung Sel. 2, No. 2 : Tainung Sen Glutinous 2, No. 3 : Tai-sen 1, No. 4 : Tai-keng Glutinous 1, No. 8 : Tai-sen Glutinous 2)

表 7. 在種子水分乾燥試驗中，水稻不同品種間種子含水率下降曲線之斜率經過學生氏 t 值檢定後代號5,6和 7 的品種之含水率迴歸直線方程式的比較變方分析表

Table 7. The analysis of variance table of the regression curve of seed moisture content among rice varieties no. 5,6 and 7.

水稻 (*Oryza sativa*)						
變因 source	自由度 d.f.	平方和 sum of squares	均方 mean square	實測F值 F value	F_α 0.05	 0.01
共同斜率	1	1,138.184	1,138.184	22,899.1445**	3.8415	6.6349
斜率間	2	0.022	0.011	0.2257	2.9957	4.6052
離迴歸	516	25.647	0.050			
總計	519	1,163.854				

* and ** indicate that the common slope exists among groups of straight lines at 1% and 5% signification levels respectively.
(No. 5 : Tai-keng 4, No. 6 : Tainung 67, No. 7 : Tainung 38)

表 8. 在種子水分乾燥試驗中，水稻品種1、2、3、4和 8 間的乾燥日數與種子含水率迴歸直線方程式(起始含水率12%)之截距間的比較變方分析表

Table 8. The analysis of variance table of the regression curve of seed moisture content (i.m.c.=12%) for intercept among rice varieties no. 1,2,3,4 and 8.

水稻 (*Oryza sativa*)						
變因 source	自由度 d.f.	平方和 sum of squares	均方 mean square	實測F值 F value	F_α 0.05	 0.01
共同斜率	1	3,437.571	3,437.571	49,108.140**	3.8415	6.6349
截　距	4	0.731	0.183	1.964	2.3719	3.3192
離迴歸	864	80.166	0.093			
總計	869	3,518.468				

* and ** indicate that the common intercept exists among groups of straight lines at 1% and 5% signification levels respectively.
(No. 1 : Tainung Sel. 2, No. 2 : Tainung Sen Glutinous 2, No. 3 : Tai-sen 1, No. 4 : Tai-keng Glutinous 1, No. 8 : Tai-sen Glutinous 2)

表 9. 在種子水分乾燥試驗中，水稻品種5、6和 7 間的乾燥日數與種子含水率迴歸直線方程式（起始含水率12%）之截距間的比較變方分析表

Table 9. The analysis of variance table of the regression curve of seed moisture content (i.m.c.=12%) for intercept among rice varieties no. 5,6 and 7.

水稻 (*Oryza sativa*)						
變因 source	自由度 d.f.	平方和 sum of squares	均方 mean square	實測F值 F value	F_α 0.05	 0.01
共同斜率	1	2,275.879	2,275.879	49,108.140**	3.8415	6.6349
截　距	2	0.211	0.106	1.656	2.9957	4.6052
離迴歸	518	32.671	0.064			
總計	521	2,308.761				

* and ** indicate that the common intercept exists among groups of straight lines at 1% and 5% signification levels respectively.
(No. 5 : Tai-keng 4, No. 6 : Tainung 67, No. 7 : Tainung 38)

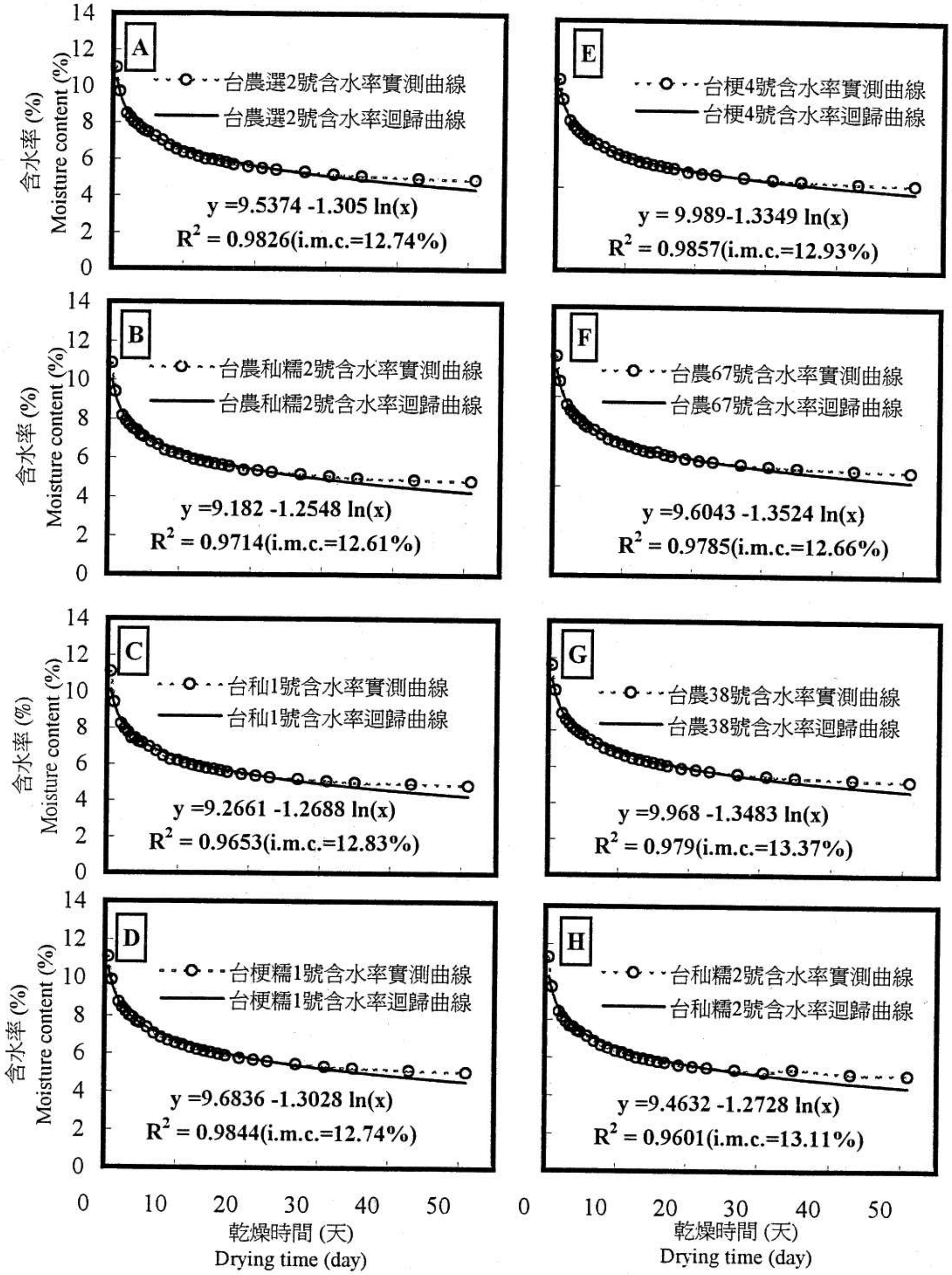

圖 2. 水稻品種—臺農選 2 號，臺農秈糯 2 號，臺秈 1 號，臺稉糯 1 號，臺稉 4 號，臺農67號，臺農38號和臺秈糯 2 號種子置於乾燥室後種子含水率的變化趨勢

Fig. 2. The changes in seed moisture content of rice varieties-Tainung Sel. 2, Tainung Sen Glutinous 2, Tai-sen 1, Tai-keng Glutinous 1, Tai-keng 4, Tainung 67, Tainung 38 and Tai-sen Glutinous 2 after placed in the drying room of NPGRC. (i.m.c.=initial moisture content)

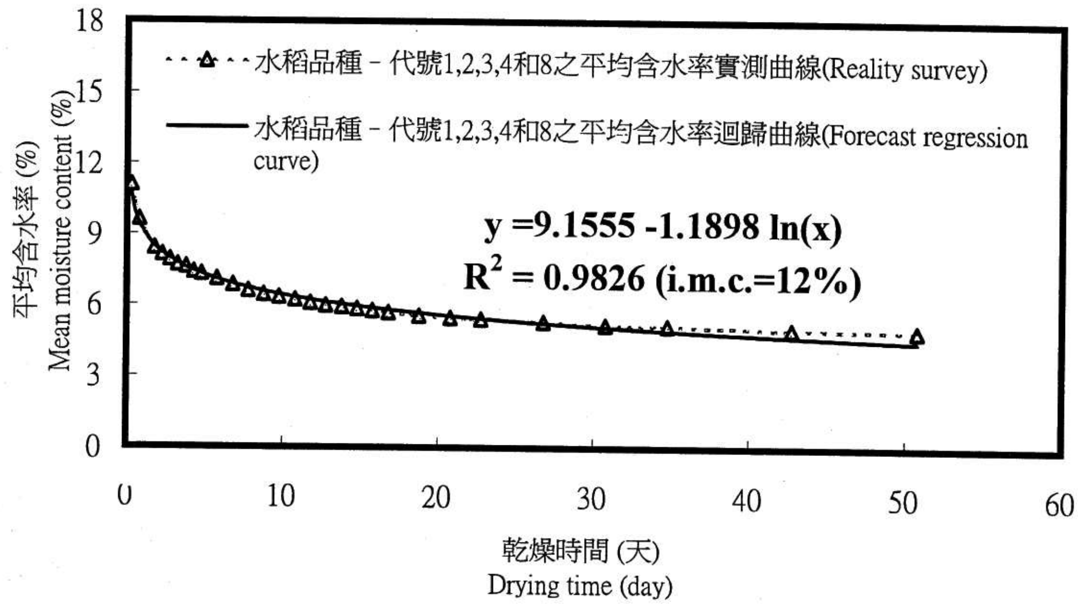

圖 3. 水稻品種一代號1,2,3,4和 8 在乾燥期間種子平均含水率的變化趨勢
(代號 1 爲臺農選 2 號，代號 2 爲臺農秈糯 2 號，代號 3 爲臺秈 1 號，代號 4 爲臺稉糯 1 號，代號 8 爲臺秈糯 2 號)

Fig. 3. The average changes in seed moisture content of rice varieties-code -name 1,2,3,4 and 8 after placed in the drying room of NPGRC.
(No. 1 : Tainung Sel. 2, No. 2 : Tainung Sen Glutinous 2, No. 3 : Tai-sen 1, No. 4 : Tai-keng Glutinous 1, No. 8 : Tai-sen Glutinous 2)

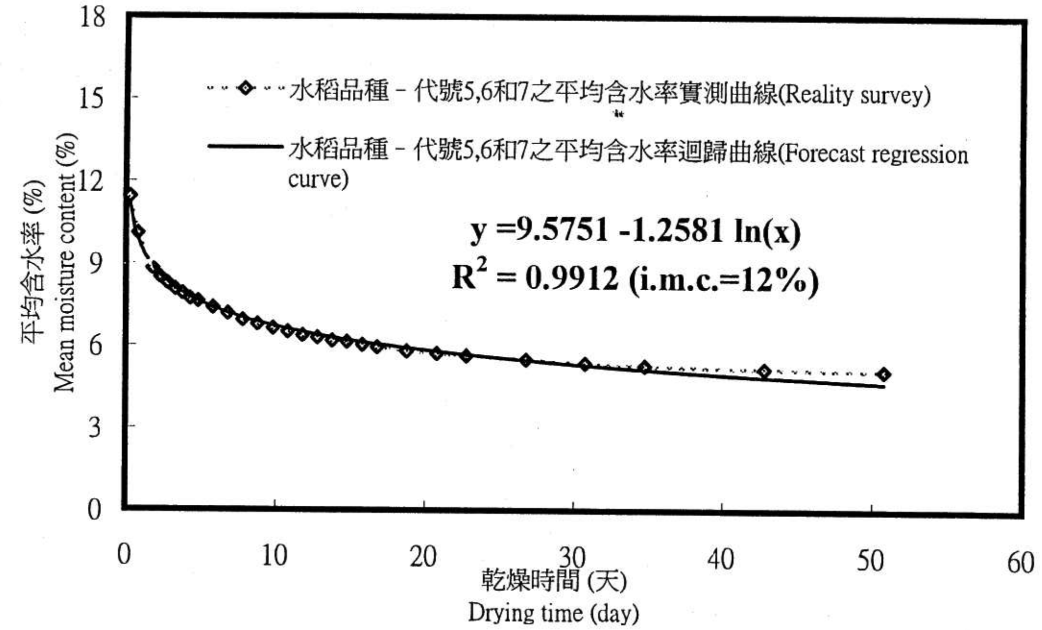

圖 4. 水稻品種一代號5,6和 7 在乾燥期間種子平均含水率的變化趨勢
(代號 5 爲臺稉 4 號，代號 6 爲臺農67號，代號 7 爲臺農38號)

Fig. 4. The average changes in seed moisture content of rice varieties-code-name 5,6 and 7 after placed in the drying room of NPGRC.
(No. 5 : Tai-keng 4, No. 6 : Tainung 67, No. 7 : Tainung 38)

(二)玉米種子含水率下降迴歸曲線

玉米六品種經種子乾燥處理所得的乾燥日數和含水率資料，經 SAS 軟體分析後之乾燥日數與含水率迴歸曲線分別爲臺中白皮 y=12.71-1.8762 ln(x)，R^2=0.9721；臺農1號 y=12.33-1.9703 ln(x)，R^2=0.9598；臺南12號 y=11.963-1.8852 ln(x)，R^2=0.9532；臺南5號 y=11.624-1.8943 ln(x)，R^2=0.8167；臺農351號 y=10.35-1.7796 ln(x)，R^2=0.9151；pop-corn 爲 y=11.358-1.8399 ln(x)，R^2=0.9697（圖5-A～F）。根據上述結果可以發現玉米六品種中，除臺南5號的迴歸曲線 R^2 稍低外，其餘五品種迴歸曲線 R^2 皆大於0.9（根據決定係數顯著性檢定可知，R^2>0.67 表示顯著，R^2>0.84 表示極顯著），故表示玉米六品種的含水率迴歸曲線皆可做爲預測達到最適含水率所需乾燥日數的推測模式。

爲探討這六品種的迴歸曲線可否合併，進一步將其轉換爲迴歸直線方程式，分別爲臺中白皮 Y=9.4391-1.1036X，R^2=0.9829；臺農1號 Y=9.3156-1.1152X，R^2=0.9818；臺南12號 Y=9.2723-1.1372X，R^2=0.9666；臺南5號 Y=9.5913-1.1363X，R^2=0.9618；臺農351號 Y=9.098-1.1297X，R^2=0.9622；pop-corn 爲 Y=9.0415-1.0729X，R^2=0.9808（表3）。同樣地，這六條轉換後的迴歸直線方程式 R^2 皆達0.9以上，可見均極爲顯著。同時，進行玉米六品種迴歸直線方程式的迴歸係數相等性檢定，依據變方分析表可知其共同斜率的實測F值大於 F_α，而各品種斜率間實測F值小於 F_α，這表示在六品種間迴歸直線有共同斜率存在，故可將其斜率進行合併（表4）。但是，根據學生氏 t 值檢測（資料未列出）卻發現在玉米品種間的迴歸直線之截距 t 值有顯著差異存在，這亦是因爲種子起始含水率（16.71～18.15%）不同所致（圖5，表3）。所以，利用內插法求出種子含水率16%時所需的乾燥日數，進而再以種子含水率16%作爲起始含水率的標準來換算出玉米6品種間之新迴歸直線。然後，以F檢定的變方分析法來檢定玉米6品種間的新迴歸直線（種子起始含水率均爲16%）之截距，可發現這6品種的截距間F值小於 F_α，這表示6品種間的迴歸直線之截距無顯著差異存在，故玉米6品種間的乾燥日數與含水率迴歸曲線之截距亦可以合併（表10）。因此，將玉米六品種間已換算過的含水率資料（種子起始含水率均爲16%）平均後經 SAS 軟體分析可得合併的乾燥日數與含水率迴歸曲線 y=11.302-1.7182 ln(x)，R^2=0.9807（R^2>0.84表示極顯著）（圖6）。

表 10. 在種子水分乾燥試驗中，玉米品種1、2、3、4、5和6間的乾燥日數與種子含水率迴歸直線方程式（起始含水率16%）之截距間的比較變方分析表

Table 10. The analysis of variance table of the regression curve of seed moisture content (i.m.c.=16%) for intercept among corn varieties no.1,2,3,4,5 and 6.

玉米（*Zea mays*）						
變因 source	自由度 d.f.	平方和 sum of squares	均方 mean square	實測F值 F value	F_α 0.05	 0.01
共同截距	1	3442.916	3442.916	2348.510**	3.8415	6.6349
截距間	5	7.528	1.506	1.027	2.2141	3.0173
離迴歸	1181	1731.458	1.466			
總計	1187	5181.902				

* and ** indicate that the common intercept exists among groups of straight lines at 1% and 5% signification levels respectively.
(No.1：Taichung white, No.2：Tainung 1, No.3：Tainan 12, No.4：Tainan 5, No.5：Tainung 351, No.6：pop-corn)

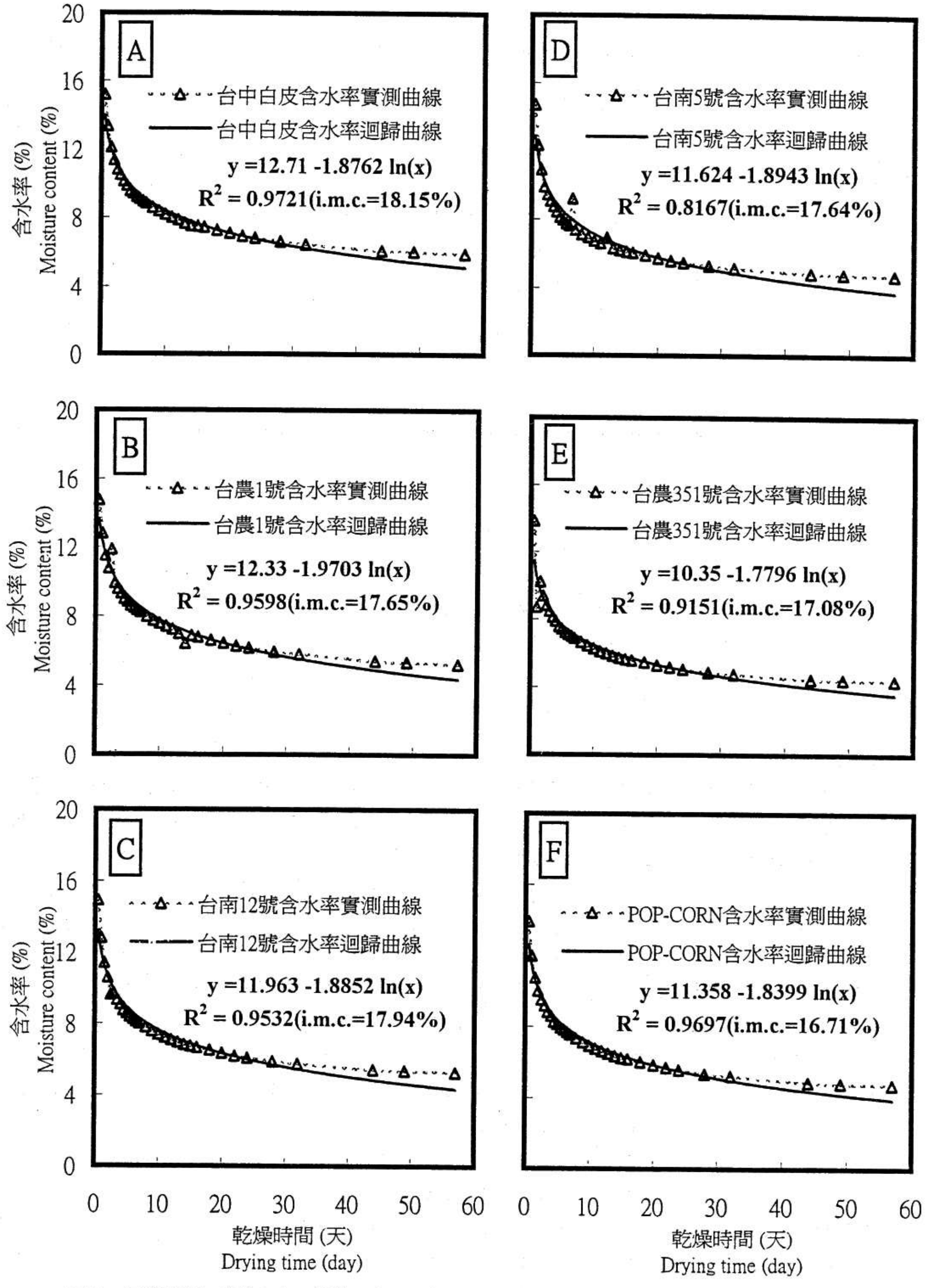

圖 5. 玉米品種—臺中白皮，臺農 1 號，臺南12號，臺南 5 號，臺農351號，pop-corn 種子置於乾燥室後種子含水率的變化趨勢

Fig. 5. The changes in seed moisture content of corn varieties-Taichung white, Tainung 1, Tainan 12 Tainan 5, Tainung 351 and pop-corn after placed in the drying room of NPGRC.

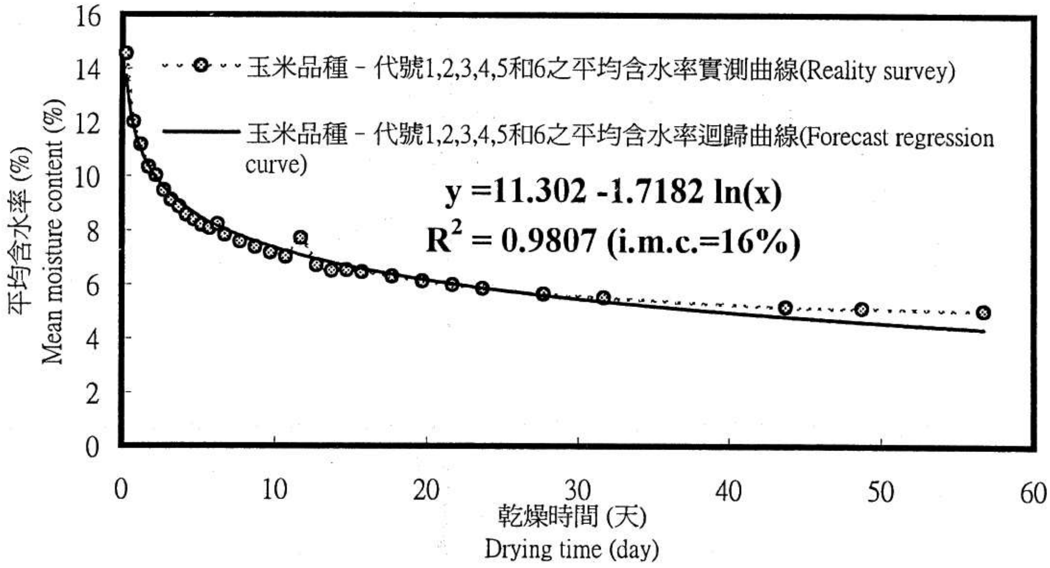

圖 6. 玉米品種一代號1，2，3，4，5和 6 在乾燥期間種子平均含水率的變化趨勢
(代號 1 爲臺中白皮，代號 2 爲臺農 1 號，代號 3 爲臺南12號，
代號 4 爲臺南 5 號，代號 5 爲臺農351號，代號 6 爲 pop-corn)

Fig. 6. The average changes in seed moisture content of corn varieties-code-name 1,2,3,4,5 and 6 after placed in the drying room of NPGRC.
(No.1 : Taichung white, No.2 : Tainung 1, No.3 : Tainan 12, No.4 : Tainan 5, No.5 : Tainung 351, No.6 : pop-corn)

㈢大豆種子含水率下降迴歸曲線

大豆六品種經種子乾燥處理所得乾燥日數和含水率資料，經 SAS 軟體分析後之迴歸曲線分別爲90-F-3爲 y=10.202-1.9784 ln(x)，R^2=0.9025；臺農 4 號 y=7.5366-1.606 ln(x)，R^2=0.8359；PI253663 爲 y=6.8017-1.3977 ln(x)，R^2=0.770；112-1〔G02244〕爲 y=7.4222-1.1085 ln(x)，R^2=0.8499；1391O.B.B. 爲 y=7.57-1.034 ln(x)，R^2=0.751；D-69-1423 爲 y=7.215-0.6508 ln(x)，R^2=0.8845（圖7-A～F）。依據上述結果可以發現除90-F-3，臺農 4 號和112-1〔G02244〕之迴歸曲線 R^2 大於0.8外，其餘三品種的 R^2 則均低於0.8，故表示大豆六品種的乾燥日數與含水率迴歸曲線中以 R^2>0.8的三品種預測達最適含水率的所需乾燥日數較爲可靠（R^2>0.82 表示極顯著水準），而0.7<R^2<0.8的另外三品種的迴歸曲線預測的可靠性則稍低，但仍可接受（R^2>0.68 表示已達顯著水準）。此外，也發現大豆含水率迴歸曲線 R^2>0.8 的三品種均有百粒重較高的傾向，而另三品種的百粒重除 PI253663 品種外其它二品種均較小（表2）。

爲探討大豆六品種之迴歸曲線可否合併，進一步將其轉換爲迴歸直線方程式分別爲 90-F-3 爲 Y=8.4082-1.1574X，R^2=0.9357；臺農 4 號 Y=7.8502-1.0965X，R^2=0.8491；PI 253663 爲 Y=7.2103-1.0499X，R^2=0.8114；112-1〔G02244〕爲 Y=7.3645-1.0046X，R^2=0.8569；1391O.B.B. 爲 Y=7.2730-1.0164X，R^2=0.7842；D-69-1423 爲 Y=6.2455-0.5464X，R^2=0.8784（表3）。同樣地，這六品種中除 1391O.B.B. 的迴歸直線 R^2<0.8外，其餘五品種均 R^2>0.8，故大體上仍具有一定程度可靠性(決定係數已達顯著水準)。同時，進行大豆六品種直線方程式的迴歸係數相等性檢定，依據變方分析表可知其共同斜率和斜率間

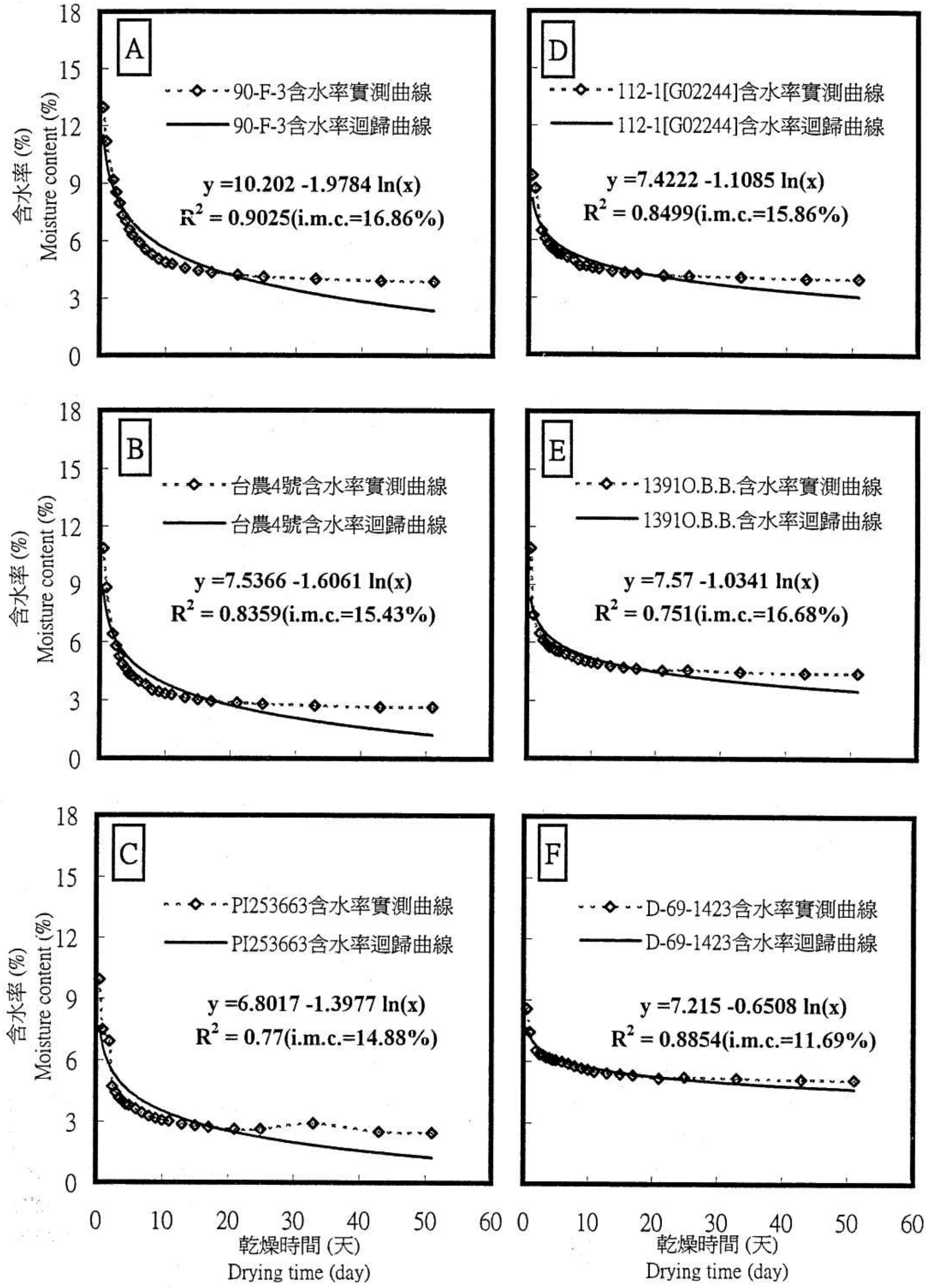

圖 7. 大豆品種 90-F-3，臺農 4 號，PI253663，112-1〔G02244〕,1391O.B.B.,D-69-1423 種子置於乾燥室後種子含水率的變化趨勢

Fig. 7. The changes in seed moisture content of soybean varieties 90-F-3, Tainung 4, PI253663, 112-1〔G02244〕,1391 O.B.B. and D-69-1423 after placed in the drying room of NPGRC.

的實測F值均大於 F_α，這表示在數組直線間有共同斜率存在，且在各組斜率間至少有一組不等，故需進一步用學生氏 t 值來做任意二品種檢定（表 4）。大豆六品種經學生氏 t 值做比較檢定後，根據斜率 t 值可以發現會明顯區分成三群，一群爲臺農 4 號，PI 253663，112-1〔G02244〕和1391O.B.B. 共四品種，另外兩群分別爲單獨一品種的 90-F-3 和 D-69-1423（表11）。並且爲了解含有四品種的一群是否可合併，故再進行此四品種迴歸直線的相等性檢定，依據變方分析表可知共同斜率的實測F值大於 F_α 而各品種斜率間的實測F值小於 F_α，這表示四品種迴歸直線有共同斜率存在，故其迴歸曲線的斜率可合併(表12)。但是，根據表11卻發現在迴歸曲線之斜率可合併的大豆 4 品種間的迴歸直線之截距 t 值有顯著差異存在，這亦是因爲種子起始含水率（14.88～16.68%）不同所致（圖 7）。所以，亦利用內揷法求出種子含水率14%時所需的乾燥日數，進而再以種子含水率14%作爲起始含水率的標準來換算出大豆 4 品種間之新迴歸直線。然後，以F檢定的變方分析法來檢定大豆 4 品種間的新迴歸直線（種子起始含水率均爲14%）之截距，可發現這大豆 4 品種間的截距間F值小於 F_α，這表示大豆 4 品種間的迴歸直線之截距無顯著差異存在，故大豆 4 品種間的乾燥日數與含水率迴歸曲線之截距亦可合併（表13）。因此，將大豆這四品種已換算過之含水率資料（種子起始含水率均爲14%）平均後經 SAS 軟體分析可得合併的乾燥日數與含水率迴歸曲線 $y=6.8808-1.1373\ \ln(x)$，$R^2=0.9061$（$R^2>0.86$ 表示極顯著水準）（圖 8），而另外兩群的單獨一品種之迴歸曲線亦採用種子起始含水率14%爲標準來換算，分別爲 $y=9.4171-1.7004\ \ln(x)$，$R^2=0.9376$（$R^2>0.82$ 表示極顯著水準）（圖 9）和 $y=7.3667-0.6959\ \ln(x)$，$R^2=0.8439$（$R^2>0.82$ 表示極顯著水準）（圖10）。

表 11. 大豆不同品種間在種子水分乾燥試驗中種子含水率迴歸直線方程式（起始含水率11.69～16.86%）之迴歸係數和截距間的比較

Table 11. The regression coefficient and intercept in the regression curves of seed moisture content (i.m.c.=11.69～16.86%) were compared among the varieties of soybean in the seed moisture content reducing experiment.

比較方式 comparison type	學生氏 t 統計值 Student's statistical value		t_α	
	截距 intercept	迴歸係數 regression coefficient	0.05	0.01
1VS2	4.1272**	1.3540	1.96	2.58
1VS3	9.1722**	2.3908*	1.96	2.58
1VS4	7.1894**	3.3975**	1.96	2.58
1VS5	8.1637**	3.1342**	1.96	2.58
1VS6	10.8843**	13.5849**	1.96	2.58
2VS3	5.0500**	1.0368	1.96	2.58
2VS4	3.0622**	2.0435*	1.96	2.58
2VS5	4.0365**	1.7802	1.96	2.58
2VS6	6.7571**	12.2309**	1.96	2.58
3VS4	1.9878*	1.0067	1.96	2.58
3VS5	1.0135	0.7434	1.96	2.58
3VS6	1.7071	11.1941**	1.96	2.58
4VS5	0.9743	0.2633	1.96	2.58
4VS6	3.6949**	10.1874**	1.96	2.58
5VS6	2.7206**	10.4507**	1.96	2.58

* and ** indicate the slopes and intercepts between any two lines respectively arrived at 0.05 and 0.01 signification levels.
(No.1 : 90-F-3，No.2 : Tainung 4，No.3 : PI253663，No.4 : 112-1〔G02244〕，
No.5 : 1391O.B.B.，No.6 : D-69-1423)

表 12. 在種子水分乾燥試驗中，大豆不同品種間種子含水率下降曲線之斜率經過學生氏 t 值檢定後代號2，3，4和 5 的品種之含水率迴歸直線方程式的比較變方分析表

Table 12. The analysis of variance table of the regression curve of seed moisture content among soybean varieties no.2,3,4 and 5.

大豆 (*Glycine max*)						
變因 source	自由度 d.f.	平方和 sum of squares	均方 mean square	實測F值 F value	F_{α} 0.05	0.01
共同斜率	1	4749.05	4749.05	8634.6363**	3.8415	6.6349
斜率間	3	3.46	1.15	2.0909	2.3719	3.3192
離迴歸	568	309.62	0.55			
總計	572	5062.13				

** and * indicate that the common slope exists among groups of straight lines at 1% and 5% signification levels respectively.
(No.2：Tainung 4，No.3：PI253663，No.4：112-1〔G02244〕，No.5：1391O.B.B.)

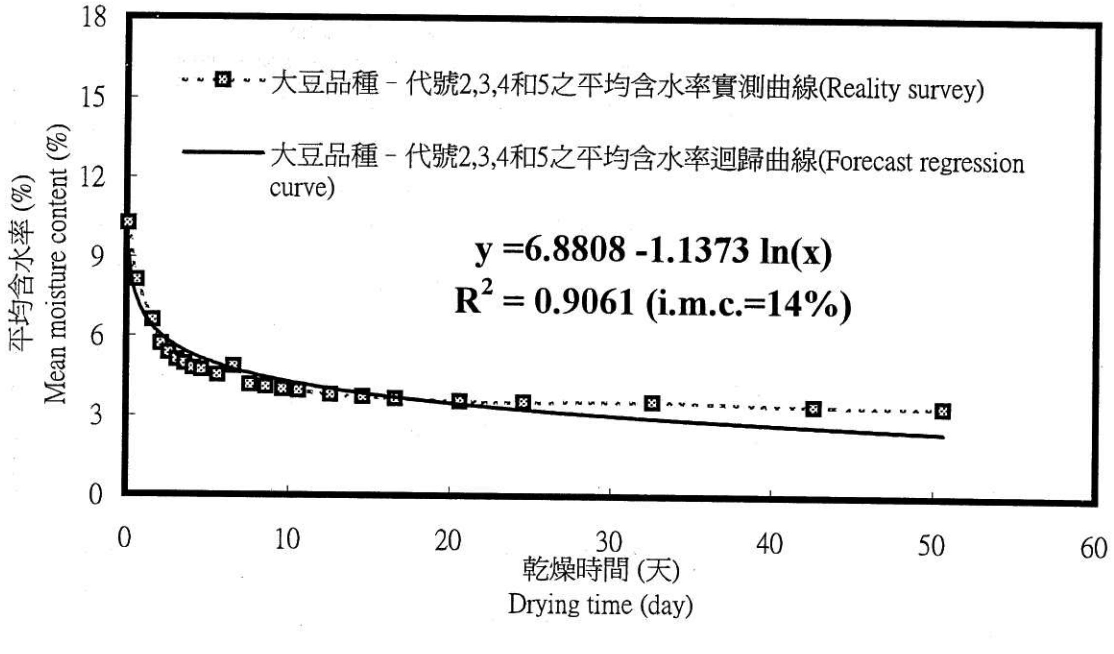

圖 8. 大豆品種一代號2，3，4和 5 在乾燥期間種子平均含水率的變化趨勢
(代號 2 爲臺農 4 號，代號 3 爲PI253663，代號 4 爲112-1〔G02244〕，代號 5 爲1391 O.B.B.)

Fig. 8. The average changes in seed moisture content of soybean varieties-code-name 2,3,4 and 5 after placed in the drying room of NPGRC.
(No.2：Tainung 4, No.3：PI253663, No.4：112-1〔G02244〕,No.5：1391O.B.B.)

表 13. 在種子水分乾燥試驗中，大豆品種2、3、4和5間的乾燥日數與種子含水率迴歸直線方程式（起始含水率14%）之截距間的比較變方分析表

Table 13. The analysis of variance table of the regression curve of seed moisture content (i.m.c.=14%) for intercept among soybean varieties no.2,3,4 and 5.

大豆（*Glycine max*）						
變因 source	自由度 d.f.	平方和 sum of squares	均方 mean square	實測F值 F value	F_α 0.05	0.01
共同斜率	1	1083.289	1083.289	1100.903**	3.8415	6.6349
截距間	3	6.308	2.103	2.137	2.6049	3.7816
離迴歸	571	561.644	0.984			
總計	577	1651.241				

** and * indicate that the common intercept exists among groups of straight lines at 1% and 5% signification levels respectively.
(No.2：Tainung 4，No.3：PI253663，No.4：112-1〔G02244〕，No.5：1391O.B.B.)

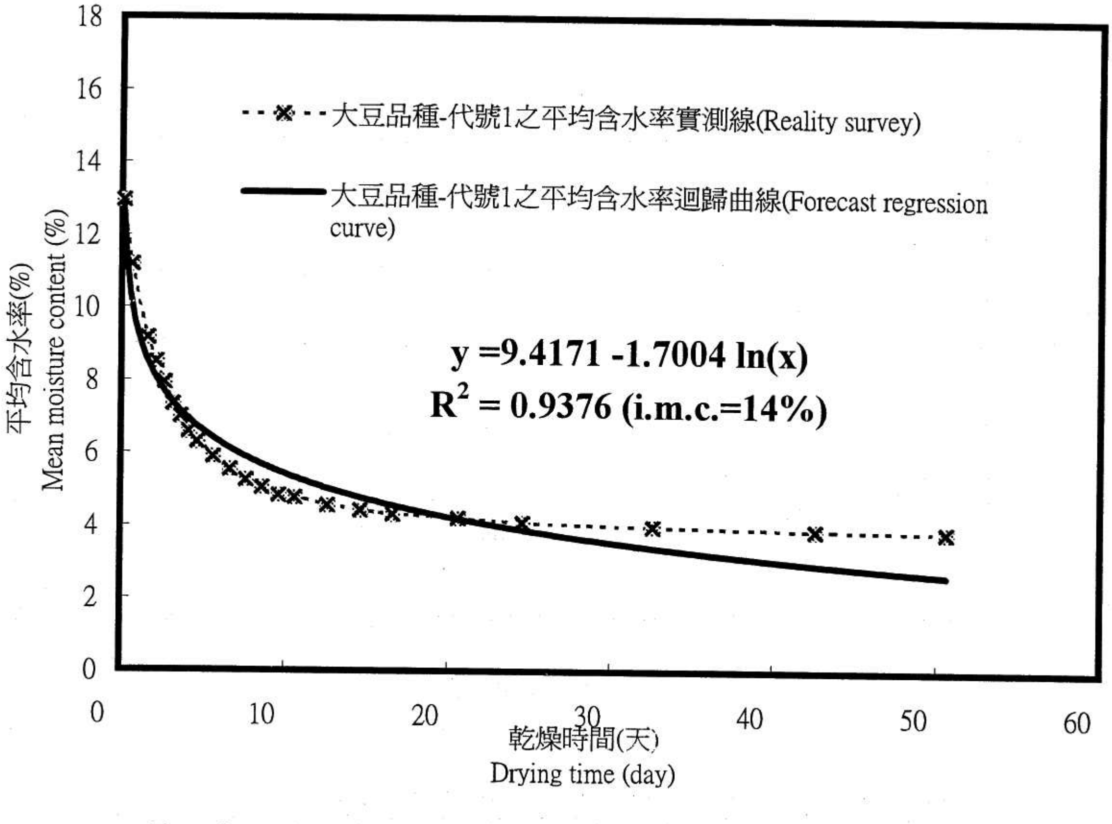

圖 9. 大豆品種一代號 1 在乾燥期間種子平均含水率的變化趨勢。（代號 1 爲90-F-3）

Fig. 9. The average changes in seed moisture content of soybean variety-code-name 1 after placed in the drying room of NPGRC. (No.1：90-F-3)

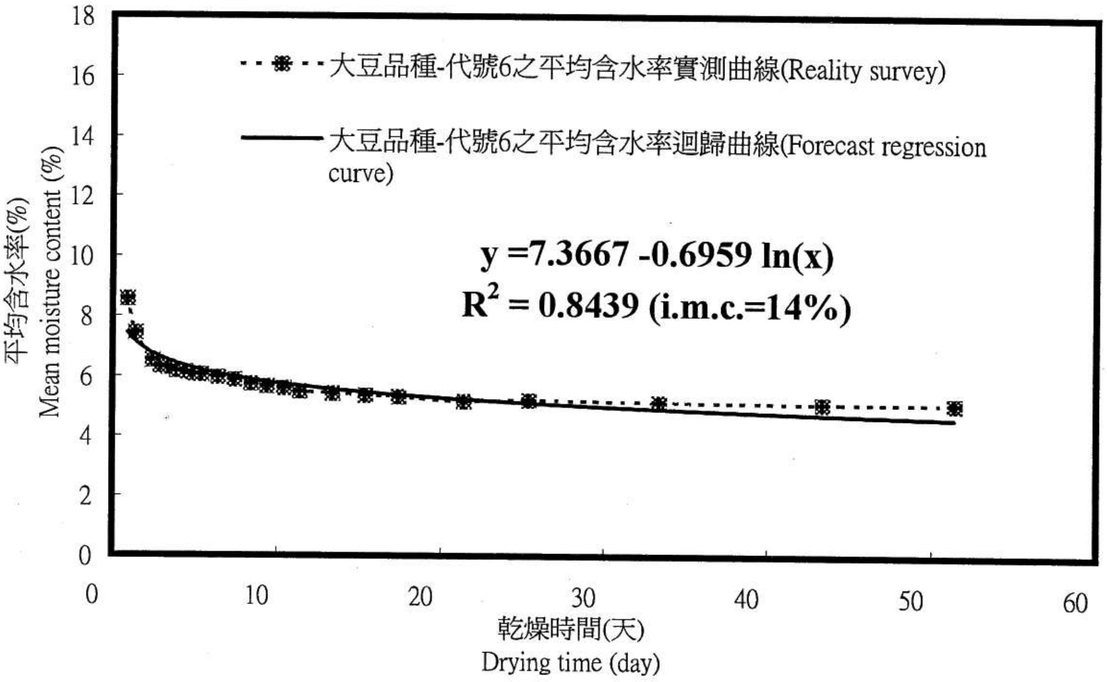

圖 10. 大豆品種一代號 6 在乾燥期間種子平均含水率的變化趨勢。(代號 6 爲D-69-1423)

Fig. 10. The average changes in seed moisture content of soybean variety-code-name 6 after placed in the drying room of NPGRC. (No.6 : D-69-1423)

討　論

種子之儲藏壽命依據 Roberts，Ellis 及 Hong 等人之研究指出：儲藏壽命與儲藏環境之溫度以及種子之水分含量有關[10,19,20]。一般而言，溫度愈低，儲藏壽命愈長。據推估，溫度每下降攝氏5°C，儲藏壽命增加一倍。另就種子水分含量而言，種子水分含量每下降 1 %，壽命亦增加一倍。但所有的推估條件爲溫度20°C以上及種子水分含量在 7 %以上，其他狀況則採外插式推估[4,9]。因此，種子儲藏在－20°C以下是否能夠如預測值增加儲藏壽命，已引起討論。尤爲甚者，最近的報告指出，種子過份乾燥，可能造成傷害而影響其儲藏壽命[14]。另亦有些報告指出，種子水分在 5 %以下不會增加其儲藏壽命[19]。因此，Christina 等人之一連串報告皆強烈建議，種子儲藏時應以其環境之相對濕度爲種子水分含量之平衡控制，而不須將種子過份乾燥[5,6,7]。本種原中心於設計之初，係考量以密閉儲藏，因此種子皆以密閉之容器加以包裝。理論上，入庫之後種子水分含量不再變化，因此就以上之論點，必須考量的唯有種子儲藏前之乾燥過程。本種原中心之乾燥室，溫度爲18—20°C，相對濕度 8 —10%，可將水稻種子乾燥到水分含量爲5.9%，將玉米乾燥到6.3%，大豆乾燥到4.3%，並隨乾燥日數之增加，種子水分逐漸減少（表 1 ，圖 1 ）。這些作物之最終含水率皆低於 Christina 等人所認爲的可能造成傷害之水分含量[5,6]。而且乾燥水分之日數若太長，因長期處於20°C之高溫，將可能影響到種子儲藏壽命，因此有必要探討各種作物的最適乾燥日數。但水分之調查爲一種破壞性之檢測，對於珍稀種原的種子相當不恰當，故需利用乾燥日數與含水率迴歸曲線的預測，來減少含水率測定所造成的種子量損耗。根據 Ellis 等人對種子水分含量和儲藏壽命所做的迴歸曲線之一系列研究，可以發現其迴歸曲線以對數形式爲主[10,11,12,13]。本報告乃探討水稻、玉米、大豆等作物於國家作物種

原中心乾燥室內所得之含水率資料經 SAS 軟體分析乾燥後所得之種子含水率下降迴歸曲線，以做爲推估這些作物種子入庫前調整至最適含水率時所須之乾燥日數。

一、水稻種子乾燥時間與含水率下降迴歸曲線之探討

水稻種子一般在日光下曝曬、乾燥可使種子水分含量下降至12—13%。這些材料經送至國家作物種原中心乾燥室後，在溫度18—20°C及相對濕度８—10%以下，水分含量呈對數曲線減少。由試驗結果得知，利用所有品種種子含水率下降情形與乾燥日數兩變因，可做成對數曲線，再將對數曲線轉換成直線方程式，則可發現各直線決定係數皆大於0.9（表３）。因此進一步進行簡單直線迴歸方程式之檢定，結果雖然發現共同斜率之變方分析結果實測Ｆ值（45632.94）爲極顯著，表示有共同斜率存在；但是在各品種斜率間實測Ｆ值（4.7540）亦爲極顯著，卻顯示出此八條直線迴歸方程式並不完全平行，不能合併爲共同斜率，故必須要先進行分群後才能將斜率合併（表４）。所以，經過學生氏 t 值兩兩測得水稻品種臺秈１號、臺農秈糯２號、臺秈糯２號、臺稉糯１號、臺農選２號等斜率差異 t 值小於1.96或2.58（$\alpha=0.05$或0.01），可合併爲共同斜率；另外，臺稉４號、臺農67號、臺農38號等爲另一組（表５）。依此分組歸類，顯然稉稻爲一組，其餘秈稻、稉糯、秈糯、陸稻等爲一組，其分組情形與百粒重無關而與種原分類和種子化學成分有關。此外，經過學生氏 t 值檢測亦可發現這兩群水稻品種間迴歸直線方程式之截距 t 值有顯著差異存在，這是因爲這八批不同品種的水稻送進本中心時的種子起始含水率不同所導致（12.61～13.37%），而且目前並無適當的方法將種子起始含水率調適到完全相同。因此，採用將水稻種子起始含水率設定爲12%時，所換算出的種子含水率和乾燥日數之迴歸直線方程式經過變方分析檢測其截距後，可發現迴歸曲線的截距亦可合併；故設定種子起始含水率爲12%時，這兩群水稻品種可以將其換算過的種子含水率和乾燥日數之迴歸曲線分別合併。而此種因學生氏 t 值檢測其迴歸直線的截距有顯著差異而無法合併的現象，在採用設定一固定種子起始含水率（12%）之換算方法後可解決此一截距差異的問題，亦可同樣應用於大豆和玉米品種間種子含水率下降曲線的合併。根據上述斜率分群的結果，第一組之平均含水率下降迴歸方程式爲 $y=9.1555-1.1898\ln(x)$，第二組之平均含水率下降迴歸方程式爲 $y=9.5751-1.2581\ln(x)$，其中 y 爲含水率值，x 爲乾燥天數（圖３，圖４）。臺秈１號等之下降速率－1.1898，而臺稉４號等一組水分下降速率－1.2581，顯示稉稻之水分乾燥速率較秈稻、秈糯、稉糯及陸稻爲快。由含水率下降預測曲線方程式可推估種子在乾燥室所需之乾燥日數推估方程式分別爲：第一組 $x=e^{(y-9.1555)/-1.1893}-e^{(y_0-9.1555)/-1.1898}$；第二組爲 $x=e^{(y-9.5751)/-1.2581}-e^{(y_0-9.5751)/-1.2581}$。以第一組曲線方程式爲例，若初始含水率爲12%，則下降到含水率５%需要22天；以第二組曲線方程式而言，初始含水率12%，則下降到含水率５%需要27天。此外，在先前爲確定８種作物間含水率下降迴歸曲線的對數型式所作試驗中，亦可發現水稻品種臺農69號（稉稻）的含水率下降迴歸曲線 $y=12.139-2.0923\ln(x)$ 在採用上述試驗的直線斜率相等性檢定後和已被分群的稉稻品種之合併迴歸曲線 $y=9.5751-1.2581\ln(x)$，來做比較是略有差異地；這可能是因爲種原中心乾燥室在先前８種不同作物的乾燥試驗過程中，初期機械運轉功能尚未完全發揮，除溼效果較差，此種現象在後來的試驗則已消失，故導致本應屬於同一群的含水率迴歸曲線的斜率間略有偏差出現；同時亦因起始含水率不同，故造成截距上有明顯差異出現。

二、玉米種子乾燥時間與含水率下降迴歸曲線的探討

玉米籽粒型態相當衆多，有馬齒種、硬粒種、甜玉米及糯性玉米等等。本次試驗僅就種原中心所保存之玉米種原較大宗者進行探討，其中有馬齒種、硬粒種、糯性，並將同種內不同籽粒大小分組予以調查（表２）。依據試驗結果不同品種間種子水分下降曲線依然呈對數曲線迴歸，經轉換成直線方程式之後，直線決定係數高達0.9以上，顯示玉米種子水分含量下降曲線在種原中心乾燥室是符合對數曲線下降（表３）。各樣品轉換後之直線迴歸方程式經斜率相等性檢定後判斷其各品種斜率間實測Ｆ值（0.4146）不顯著（表４），顯示各品種斜率可合併爲一共同斜率，並在設定種子起始含水率爲

16%後所換算合併之方程式爲 y=11.302-1.7182ln(x)（圖 6）。此外，依上述合併方程式轉換爲水分含量與乾燥日數推估方程式爲 $x=e^{(y-11.302)/-1.7182}-e^{(y_o-11.302)/-1,7182}$。例如，假設初始含水率爲13%，下降至含水率爲6.5%需要16天。由此試驗結果顯示，玉米不論品種質地（糯性、非糯性）、籽粒大小（百粒重範圍由 16g～40g），其種子水分下降速率爲一致的。由此可推論，不同品種之玉米種子於本種原中心之乾燥室下，可應用此一方程式來預測種子乾燥至最適含水率時所需之乾燥日數。此外，在先前爲確定 8 種作物間含水率下降迴歸曲線的對數型式所作試驗中，亦可發現玉米品種臺南17號（單雜交品種，子粒淡黃，馬齒型）的含水率下降迴歸曲線 y=12.474-1.9139ln(x)，在採用上述試驗的斜率相等性檢定後和已被合併的玉米品種之平均迴歸曲線 y=11.302-1.7182ln(x) 是相同地，但在截距上的些微差異則是因起始含水率不同所致。

三、大豆種子乾燥時間與含水率下降迴歸曲線的探討

依據試驗結果，六品種經轉換之直線迴歸方程式判斷（種子起始含水率設定爲14%時），可獲得三群，第一群爲 90-F-3，方程式爲 y=9.4171-1.7004ln(x)（圖 9），第二群爲臺農 4 號、PI253663、112-1〔G02244〕及1391O.B.B. 等四品種，方程式爲 y=6.8808-1.1373ln(x)（圖 8），第三群爲 D-69-1423 品種，方程式爲 y=7.3667-0.6959ln(x)（圖10）。分群之原因推測是因百粒重差異所引起，因爲品種 90-F-3 和 D-69-1423 之百粒重分別爲 30.42g 和 3.56g，其餘品種之百粒重介於 6.71g～19.11g 間。此外，依據另一沒有正式列出之種子含水率下降試驗的結果，可知將大豆品種中青皮豆、琉球大豆、高雄選10號、臺農15號及臺農 4 號（百粒重 5.5g～18.59g）所得試驗結果經轉換其直線方程式後之種子水分下降迴歸曲線亦可和第二群共用。所以，由大豆這兩次試驗結果可推測，大豆籽粒百粒重在 19.11g 以上，其水分下降曲線應可適用第一群之結果，在 5.5g～19.11g 間適用第二群之結果，而 5.5g 以下則應適用第三群之結果。此外，依上述三群之推估水分乾燥所需日數方程式分別爲第一群 $x=e^{(y-9.4171)/-1.7004}-e^{(y_o-9.4171)/-1.7004}$；第二群 $x=e^{(y-6.8808)/-1.1373}-e^{(y_o-6.8808)/-1.1373}$；第三群爲 $x=e^{(y-7.3667)/-0.6959}-e^{(y_o-7.3667)/-0.6959}$。舉例而言，若第一群之起始含水率爲13%，經乾燥到4.5%需時17天；第二群需時 8 天；但是，第三群卻需超過30天以上，這可能是此一大豆品種的種皮較堅硬所導致，故應爲硬粒種。此外，在先前爲確定 8 種作物間含水率下降迴歸曲線的對數型式所作試驗中，亦可發現大豆品種臺農 4 號的含水率下降迴歸曲線 y=11.224-2.405ln(x) 在採用上述試驗的直線斜率相等性檢定後和已被分群的大豆品種之合併迴歸曲線（包含臺農 4 號等四品種）y=6.8808-1.1373ln(x) 來做比較是有明顯差異；這可能是因爲種原中心乾燥室在先前 8 種不同作物的乾燥試驗過程中，因初期機械運轉功能尚未完全發揮，除溼效果較差，此種現象在後面的試驗則已消失之故。

綜合言之，爲避免破壞性的含水率測定法所造成珍貴種原的損耗，採用種子含水率下降迴歸曲線來預測種子乾燥至最適含水率（5～6.5%）的乾燥日數，乃是一應用於國家作物種原中心乾燥室作業流程中確實可行的方法。同時，由於本研究只針對種原中心中大宗作物種子—水稻、玉米和大豆來做分析。因此，其他作物若有需要，亦可採行相同分析模式來求得其種子含水率下降迴歸曲線。

誌　　謝

本研究承蒙行政院農業委員會補助經費（87—科技—1.2—糧—24），試驗期間承國立臺灣大學農藝學系沈明來教授提供相關的統計分析程式及指導，特此誌謝。

引用文獻

1. 沈明來。1994。試驗設計學。第十八章，迴歸分析。383—473頁。九州圖書出版公司。臺北。臺灣。
2. 林俊義、范明仁、黃宜玫。1996。中華民國作物種原簡訊。第一卷，第一期。

3. 陳加忠、吳瑞香。1995。不同貯存環境下種子活力預測模式。臺灣之種苗。第23期（9—10月）：8—17。

4. 郭華仁。1984。種子的壽命及其預測。科學農業32（11—12）：361—369。

5. Christina, W.V. and E. E. Roos. 1990. Theoretical basis of protocols for seed storage. Plant Physiology, 94:1019-1023.

6. Christina, W.V. and E.E. Roos. 1993. Theoretical basis of protocols for seed storage II. The influence of temperature on optimal moisture levels. Seed Science Research, 3:201-213.

7. Christina, W.V., E.E. Roos and Jennifer Crane. 1994. Theoretical Basis of protocols III. Optimum moisture contents for pea seeds stored at different temperature. Annals of Botany, 74:531-540.

8. Ediun, J. 1967. Preservation of seed stocks. Advance in agronomy, 19:87-106.

9. Ellis, R.H. and E.H. Roberts. 1980. Improved equations for the prediction of seed longevity. Annals of Botany, 45:13-30.

10. Ellis, R.H., T.D. Hong and E.H. Roberts. 1986. Logarithmic relationship between moisture content and longevity in sesame seeds. Annals of Botany, 57:499-503.

11. Ellis, R.H., T.D. Hong and E.H. Roberts. 1988. A low—moisture—content limit to logarithmic relations between seed moisture content and longevity. Annals of Botany, 61:405-408.

12. Ellis, R.H., T.D. Hong and E.H. Roberts. 1989. A comparison of the low—moisture— content limit to the logarithmic relation between seed moisture and longevity in twelve species. Annals of Botany, 63:601-611.

13. Ellis, R.H., T.D. Hong, E.H. Roberts and K.L. Tao. 1990. Low moisture content limits to relations between seed longevity and moisture. Annals of Botanny,60:493-504.

14. International Board of Plant Genetic Resources. 1978. Report of IBPGR working group on engineering, design and cost aspects of long—term seed storage facilities. IBPGR, Rome.

15. IBPGR. 1985.procedures for handling seeds in genebanks. Practical Manuals for Genebanks, No.1. IBPGR, Rome.

16. King, M.W. and E.W. Roberts. 1980. Maintenance of recalcitrant seeds in storage. In(H.F. Chin and E. H. Roberts eds.)Recalcitrant Crop Seeds. Tropical Press, Kuala Lumpur, pp:53-59.

17. Pritchard, H.W. 1991. Water potential and embryonic axis viability in recalcitrant seeds of *Quercus rubra*. Annals of Botany, 67:43-49.

18. Probert, R.J. and P.L. Longley. 1989. Recalcitrant seed storage physiology in three aquatic grasses. Annals of Botany, 63:53-63.

19. Roberts, E.H. 1960. The viability of cereal seed in relation to temperature and moisture. Annals of Botany, 24:12-31.

20. Roberts, E.H. and R.H. Ellis. 1989. Water and seed survival. Annals of Botany,63:39-52.

Studies on the Reducing Ratio of Seed Moisture Content in the Dry Room of NPGRC[1]

Ming-Jen Fan, Chiu-Kai Wey, Ting-Rong Shu and I-Mei Huang[2]

Summary

Eight crops of species, including rice, corn, soybean, peanut, sesbania, rape, carpetgrass and sesame, were used to conduct the conjecture of the reducing curve model of seed moisture content in the seed drying room of NPGRC of TARI(T:18~20°C, RH:8~10%). We found that the regression curves using logarithmic equation ($y=a+b\ln(x)$;x:treatment duration in days, y: seed moisture content, a: intercept, b: regression coefficient)were very significantly related to the regression coefficients of the actually investigated curves and these coefficients of determination (R^2) were higher than 0.8. The results indicated it to be correct that the reducing ratio of seed moisture content in the drying room of NPGRC can be estimated by the logarithmic model of regression curves.

In addition, we also used 3 crops as experimental materials, containing rice, corn and soybean, which represented the most numerous accessions stored in NPGRC. The purposes of this experiment were to appraise the logarithmic regression curves of seed moisture content and to examine these regression curves among varieties of the same crop to see whether different varieties of a crop can be combined to an average regression curve or not.

According to the results, when the moisture content of treated seed is 12%, the test varieties of rice, including Indica−type rice, glutinous Indica-type rice of long shape, glutinous Indica−type rice of round shape, glutinous Japonica−type rice and upland rice, could be combined to be a regression curve of seed moisture content: $y=9.1555-1.1898\ \ln(x)$, $R^2=0.9826$. Another combined regression curve of seed moisture content, $y=9.5751-1.2581\ \ln(x)$, $R^2=0.9912$, was composed of Japonica-type rice. Consequently, the question of whether their regression curves can be combined is related to Japanica type or Indica type or their seed chemical component.

The test varieties of corn used in the assay, the moisture content of seed could combine to be a regression curve as follow: $y=11.302-1.7182\ \ln(x)$, $R^2=0.9807$(i.m.c.=16%). Thus, the moisture content reducing ratio of different varieties of corn appears to be the same. In the test varieties of soybean, which the 100-grain weight are 5.50g to 19.11g could combine to be treated as a group and the regression curve of seed moisture content is: $y=6.8808-1.1373$

ln(x), R^2=0.9061(i.m.c.=14%). The variety of 100-grain weight under 5.50g had its own reducing regression curve of seed moisture content: y=7.3667-0.6959 ln(x), R^2=0.8439.

In addition, the variety of 100-grain weight above 19.11g also formed to be another own reducing regression curve of seed moisture content: y=9.4171-1.7004 ln(x), R^2=0.9376. Therefore, 100-grain weight of seeds of soybean varieties shall influence whether these reducing regression curves of seed moisture content can be combined or not.

Key words: Rice, Corn, Soybean, Seed moisture content, The drying room, Reducing regression curve of seed moisture content.

1. Contribution No. 1928 from Taiwan Agricultural Research Institute.
2. Respectively, Research Fellow and Head, Assistant, Engaged Technician, and Employed Member, National Plant Genetic Resources Center, TARI, Wufeng, Taichung, Taiwan, ROC.

中華農業研究（Jour. Agric. Res. China）47(1)：54~62（1998）

雌雄異花同株菠菜品系之選育[1]

王三太[2]　蕭吉雄[2]　曹幸之[3]　曾明懋[2]

摘要：菠菜花性分爲雌株、純雄株、營養雄株及雌雄異花同株四種，一般未經選拔品種雌雄株比約1：1及少量雌雄異花同株。雌雄異花同株品系具有較雄株晚抽苔，產量高，有利於單株選拔留種並可以快速提高優良品種的雌性率等優點。在農業試驗所田區以拔除雄株、早抽苔株，選留菠菜雌雄異花同株及較優之晚抽苔雌株方式進行隔離留種，供試8個品種（系）在未選拔前的雌雄異花同株、雌株、雄株比率平均分別爲14.0%、42.5%、43.5%，經兩代選拔，雌雄異花同株、雌株、雄株比率分別爲70.3%、15.7%、13.9%，各品種（系）平均抽苔期爲播種後10.6週，經兩代選拔後則延到11.8%週抽苔，抽苔期平均變異係數由6.8降爲5.5%，開花期更爲集中。

關鍵詞：菠菜、抽苔、雌雄異花同株。

前　言

菠菜（*Spinacia oleracea* L.）原產於中亞細亞的波斯（現今伊朗一帶）[11]，爲藜科蔬菜作物，屬長日照蔬菜。在臺灣批發市場每年菠菜交易量約一萬六千噸[4]，在小葉菜類中高於芥菜，而低於小白菜、空心菜、蒿苣及芹菜，但菠菜僅於秋冬季生產，短期間即有如此大之消費量，係本省重要之季節性葉菜類。據黃氏[3]調查臺灣地區主婦對葉菜類消費的研究，一般主婦最常購買的葉菜爲菠菜、蕹菜與甘藍，其次才是小白菜、青梗白菜與芥藍；從營養的觀點看，菠菜含豐富維他命 C、維他命 A、鐵、蛋白質[2]，實爲一種營養豐富的葉菜，所以日本曾大力推廣[8]。菠菜具虫害少，生育快的特性，所以農民樂於栽培，無論從消費者、營養、生產者等角度看，菠菜都是極重要的葉菜類。

菠菜產期依「農產品批發市場年報」統計[4]，自1985年到1995年總共十一年間的月分平均產量高峰均集中於每年十一月至隔年的四月，其中以一月占全年的16%，二月16%，三月17%最高，其餘月分較少，主要是因高溫、早抽苔與病害造成無法在平地栽培。依西螺與永靖農民表示，中部地區平均最早播種期爲「白露」（國曆9月3日），最晚播至清明（4月5日），在此一時段早期（白露）或後期（清明）皆無法種植本地品種，因本地品種提早或延後播種，易受長日照影響而小株抽苔，導致產量降低，所以皆是種植由日本進口的一代雜交種，取其較晚抽苔。但本地品種具有植株直立、容易採收、生育快速、單位面積種植株數多、產量高及較無澀味等優點，深受西螺地區農民及販商與消費者肯定。而改善菠菜早抽苔的情形，在育種上可以從兩個方向來進行，其一可與晚抽苔品系雜交，從後代分離選拔晚抽苔植株；但因與較具澀味或株形開張的日本菠菜雜交後，容易喪失原有優良特性，需重新選拔園藝性狀，而增加選拔世代；其二則可從改變花性比例著手。Rosa將菠菜花性分爲雌株、純雄株、營養雄株及雌雄異花同株[11]，其形態如圖1所示，筆者在1993—1994年之試驗中[1]，即觀察到

---

1. 臺灣省農業試驗所　研究報告第 1929 號。
2. 本所園藝系助理、研究員兼系主任、約僱助理。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。
3. 國立臺灣大學園藝系副教授。臺北市。

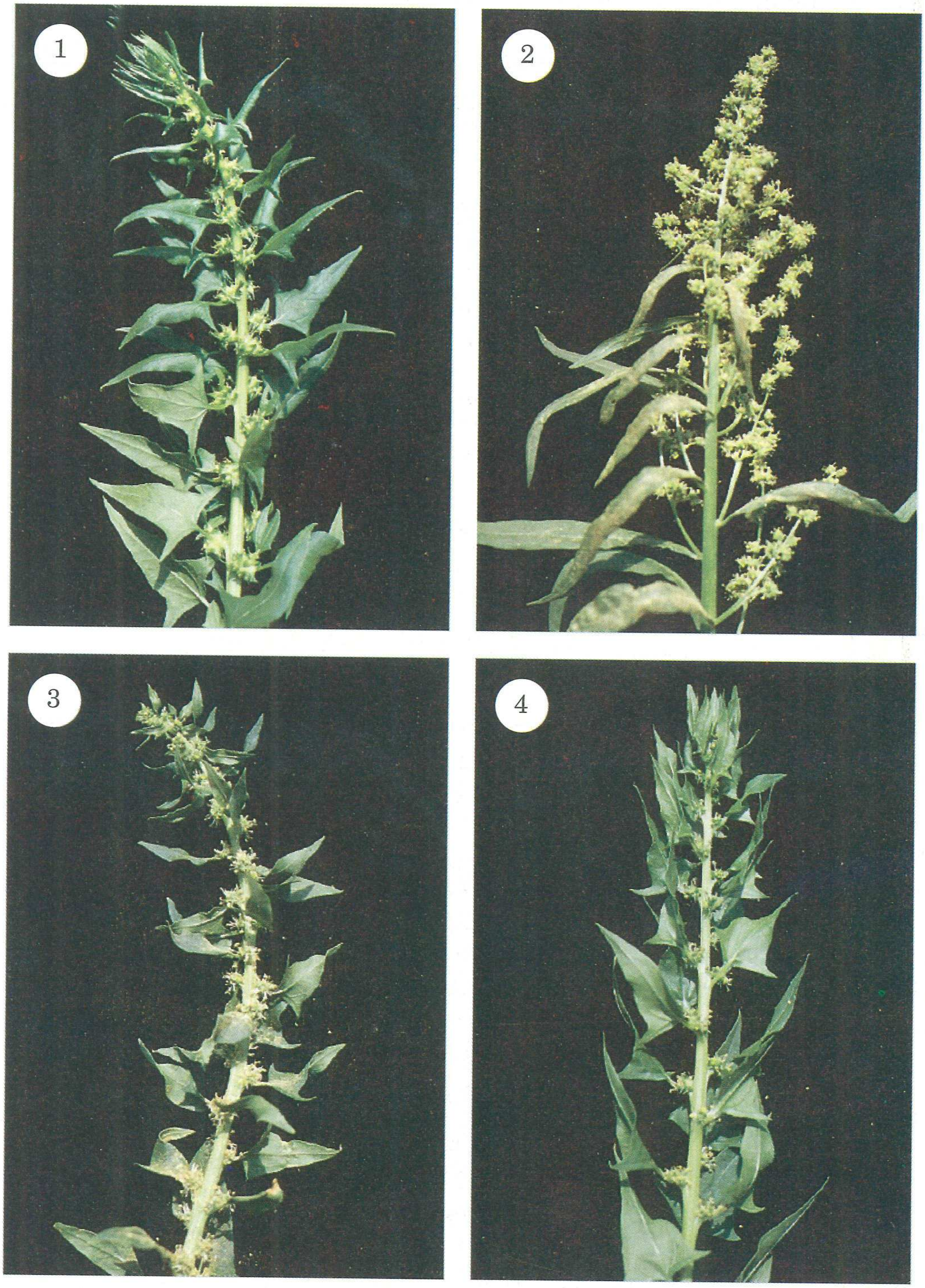

圖 1.　菠菜的四種花性(1)雌株(2)純雄株(3)營養雄株(4)雌雄異花同株

Fig. 1. Four flower types of spinaches: (1) female (2) extreme male (3) vegetative male and (4) monoecious plant

菠菜同一品種內純雄株最早抽苔，而雌株、雌雄異花同株、營養雄株三者抽苔之早晚無太大差異，因此本試驗採行拔除雄株及其他花性之早抽苔株，僅選留雌雄異花同株與生育較優之晚抽苔雌株的方式，達到延後抽苔的目的，本文係探討八個菠菜品種（系）經二世代之選拔，對其花性及抽苔之影響。

材料與方法

一、試驗材料

本試驗所用的菠菜品種（系）SA28、SA29、SA31、SA35、SA36、SA38、SA39及 SA3爲農林廳種苗改良繁殖場及本所收集。品種編號、名稱與來源如表1所示。

表 1. 供試之菠菜品種（系）編號、名稱及來源
Table 1. Accession number, name and source of spinach cultivars used in the experiments.

ACC.	Name	Source
SA3	永靖特選角粒	臺灣農產種苗公司
SA28	大華巨豐	臺灣省農林廳種苗改良繁殖場
SA29	角刺	臺灣省農林廳種苗改良繁殖場
SA31	E	臺灣省農林廳種苗改良繁殖場
SA35	12	臺灣省農林廳種苗改良繁殖場
SA36	17	臺灣省農林廳種苗改良繁殖場
SA38	I06	臺灣省農林廳種苗改良繁殖場
SA39	22	臺灣省農林廳種苗改良繁殖場

二、試驗方法

本試驗於1994及1995兩年進行。於1994年1月4日播種 SA3、SA28、SA29、SA31、SA35、SA36、SA38、SA39等八個品種（系），播種於農業試驗所試驗田，小區面積5m×1.2m，播種後噴施萌前殺草劑丁基拉草1000倍。抽苔時每週調查每品種（系）個別花性株數並拔除雄株及早抽苔株，選拔雌雄異花同株及較優之晚抽苔雌株，再以不織布覆蓋隔離留種，惟 SA39品系因無雌雄異花同株則放任開放授粉。第二次，於1995年1月10日播種，調查方式、隔離方式、播種面積如同1994年，每一品系以不織布隔離單株採種。由單株留種的株系選68株系，每一株系100種種子於1995年11月10日播種，試驗田畦寬130cm，畦面覆以銀黑色塑膠布，定距離打洞，一列三個洞，洞距12cm，洞直徑8cm，一個株系17列共51穴，每穴播種1至2粒種子，抽苔時調查與選留方式同前，八個品種（系）的平均花性百分率，以每品種（系）各株系的花性比率平均之，共調查1235株。

結果與討論

一、提高雌雄異花同株之比例

拔除雄株及早抽苔株，選留雌雄異花同株及較優之晚抽苔雌株的選拔方式進行兩年，在八個菠菜品種（系）花性改變的情形如圖2所示，雌雄異花同株比率由1994年的14.0%，提高至1995年的49.7

%，於1996年再增加爲70.3%，經選拔之後代族群的雌雄異花同株比率增加非常明顯；雄株比率則由1994年的42.5%，至1995年降低爲15.3%，在1996年爲13.9%；雌株比率則由1994年的43.5%降爲1995年之33.1%及1996年降爲15.7%。雌雄異花同株比率明顯提高，對於日後進行單株選拔的可能性提高。早在1932年，平田與山本氏[5]報告雌性中間性株（intersex）之自交後裔有雌性中間性株、雌株與只有雌性中間性株兩種類型，Janick[10]從‘Nobel’品種的雌雄異花同株選拔三代，一個雌雄異花同株自交後代出現有雌雄異花同株與雌株的分離型態，另一雌雄異花同株後裔則只出現雌雄異花同株，其與雌株雜交，後裔皆爲雌雄異花同株，而在 F_2 世代，雌雄異花同株與雌株的株數則符合3：1分離比，特稱此雌雄異花同株爲雌雄異花同株純系（true breeding monoecious），並表示雌雄異花同株特性對雌株爲顯性。Janick[10]與平田、山本氏[5]觀察雌株與雌雄異花同株雜交後裔，皆未提到雄株，但 Bemis 與 Wilson[7]調查在中間性株自交後裔除了有雌株與雌雄異花同株外，還有雄株，並提出任何理論解釋其機制皆必需考慮及此，而須藤與杉山[6]則認爲中間性株有三種類型，一種與 Janick 的報告相同，即雌株與雌雄異花同株雜交，其後代全部是雌雄異花同株，但此種雌雄異花同株僅有1—30%之雄花，而另一種類型則自交即會產生雄株與雌株比爲3：1情形，另有一種性型原爲雄株，因環境因素而偏雌性化（XY-F），其與雌雄異花同株雜交的後代也有可能有較高比例的雄株出現。由於試驗中，選留雌雄異花同株與雌株，可能有雌雄異花同株間雜交情形，致造成後裔有雄株的出現；另外當調查花性時必須掀開不織布，亦可能造成小部分花粉污染；而調查期間溫度的提高亦可能造成雄株的出現，須藤與杉山[6]及 Janick[9]皆發現高溫有提高雄性傾向。

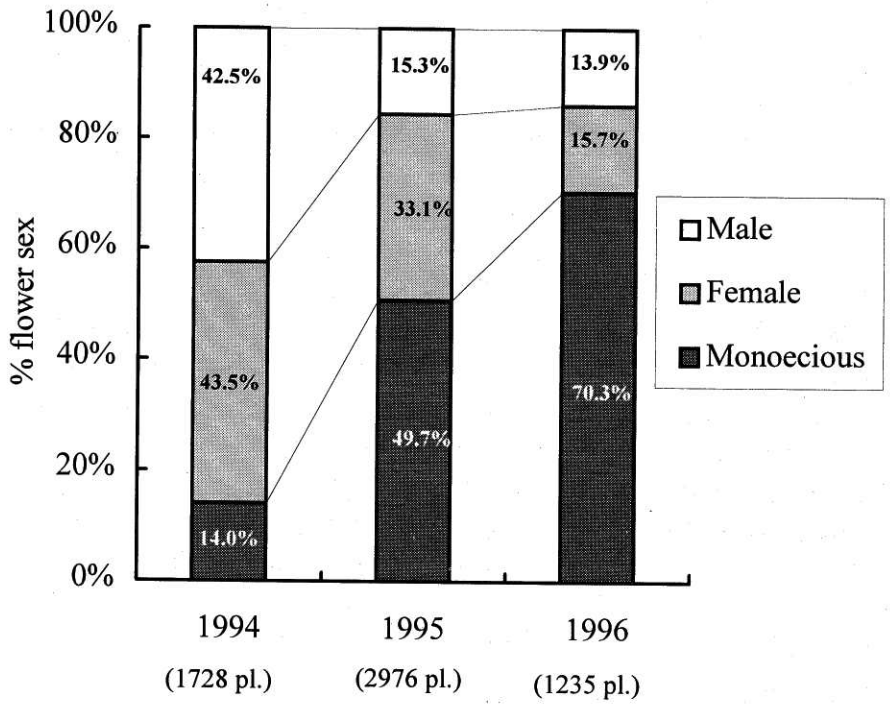

圖 2. 菠菜經過兩個世代選拔的花性比例（1994—1996年）
Fig. 2. Changes of flower sex ratio in spinach after two selection cycles in 1994 through 1996.

二、不同品種（系）花性改變情形

菠菜八個品種（系）經二代選拔，雌雄異花同株比率改變情形示如表2，整體而言，雌雄異花同株之百分比明顯提高，其中 SA28、SA29、SA35、SA36、SA38及 SA39六個品系雌雄異花同株比率均超過50%，而 SA3、SA31雌雄異花同株比率也分別達46.0%、43.4%；所有品種（系）中以SA38、SA29二個品系增加最明顯，分別由1994年的23.6%、17.7%的雌雄異花同株比率，經二代選拔，提高爲92.3%、90.0%；雄株比率則以1994年選拔一次後之減少效果最明顯，其中以 SA29、SA39分別由原來的44.8%、42.6%減少爲7.9%、4.1%，所有品種（系）雄株減少比率值皆超過10%，而第二次選拔後，雄株減少的比率值除 SA3、SA36外皆未超過10%，甚至有 SA31、SA35、SA39的雄株比率分別由18.0%、8.9%、4.1%提高爲32.7%、10.7%、9.6%，造成 SA28、SA29、SA35、SA38、SA39等五個品系之雄株減少不明顯或反而增加，可能原因爲雄株因環境造成偏雌性化（XY-F）[6]，故表現出雌雄異花同株型態，造成後裔仍有少數雄株；雌株經兩代選拔比率明顯減少，SA28、SA29、SA38、SA39等四個品系雌株減少比率超過30%，主要原因可能是選拔較多的雌雄異花同株且雌雄異花同株之比例對雌株爲顯性所致。

一般固定品種雌株與雄株之比例約爲1：1及含有少量的雌雄異花同株，如表2所示，SA3永靖特選角粒在1994年時雌株、雄株、雌雄異花同株分占49.6%、45.3%、5.1%，此與 Bemis 與 Wilson[7] 認爲雌株、雄株之比約1：1及少量雌雄異花同株的情形相吻合，而由種苗改良繁殖場提供的 SA28、SA29、SA31、SA35、SA38等品系，可能曾經過選拔，致雌雄異花同株比例均明顯較固定品種 SA3高，種苗場另外提供的 SA36、SA39可能較未針對花性選拔，所以雌雄異花同株比率分別只有3.9%、0%，此與收集的固定種 SA3相若。所以透過人爲選拔，可以明顯改變花性比例。

選留單株花性爲雌株或雌雄異花同株，影響後裔的花性表現，在1994年選留 SA31的雌株爲母本，在1995年種植之後裔中，其雌株比率爲48.6%（表2），此符合雌株（××）與異質雌雄異花同株（$\times^{m}\times$）雜交後裔約有50%雌株[9]，而 SA3在選拔兩代後不同株系的花性比例如表3所示，各株系雌雄異花同株比率平均爲46.0%，雌雄異花同株比率超過50%的有SA3-33M-2M、SA3-33M-3M、SA3-33M-5M、SA3-33M-8F、SA3-33M-10M 等五個品系，低於20%的有 SA3-33M-4F、SA3-33M-9M 等兩個品系，而雌雄異花同株比率介於20%與50%間有 SA3-33M-1M、SA3-33M-11M、SA3-33M-13F 等三個品系。這10個 SA3品種（系）的選系中，SA3-33M-1M、SA3-33M-2M、SA3-33M-3M、SA3-33M-5M、SA3-33M-9M、SA3-33M-10M 及 SA3-33M-11M七個株系親本原均爲雌雄異花同株，其中 SA3-33M-9M 的後裔有高達58.8%的雄株，而雌雄異花同株只有2.9%，除了可能受花粉污染外，也有可能雄株因環境造成偏雌性花（XY-F）[6]現象，因而表現出雌雄異花同株型態，所以其雜交後裔雄株比率偏高；而 SA3-33M-2M、SA3-33M-3M、SA3-33M-5M、SA3-33M-10M 與 SA3-33M-11M 五個株系皆有較高雌雄異花同株比例，其中以 SA3-33M-3M 的雌雄異花同株比率82.8%最高，其雌雄異花同株之遺傳組成可能爲同質（$\times^{m}\times^{m}$）或異質（$\times^{m}\times$），而其中有少數雄株，除了可能受花粉污染外，亦有可能部分花粉來自 SA3-33M-9M；而 SA3-33M-1M 雌株比率較高，與 SA3-33M-4F 及 SA3-33M-13F 的雌株比率相當，可能其遺傳組成是雌株，因環境而造成偏雄性花（XX-M）；SA3-33M-4F、SA3-33M-8F 及 SA3-33M-13F 三個株系親本原爲雌株，其中 SA3-33M-4F 及 SA3-33M-13F 雌株比率較高，可能花粉來自異質（$\times^{m}\times$）雌雄異花同株，或雌株因環境因素而外表型偏雄的雌雄異花同株（XX-M），所以有較高雌株比例，而 SA3-33M-8F 有較低雌株比例與較高雌雄異花同株比例，可能其花粉親較多來自同質（$\times^{m}\times^{m}$）雌雄異花同株。

表 2. 菠菜品種（系）經二世代選拔對花性的影響

Table 2. Effect of two generations of selection on flower sex of 8 spinach cultivars (lines)

Cultivar	Year	Male (%)	Female(%)	Monoecious(%)	Total Plants
SA3	1994	49.6	45.3	5.1	532
	1995	32.4	26.3	41.2	262
	1996	22.1	31.1	46.0	351
SA28	1994	41.7	38.9	19.4	36
	1995	13.1	52.2	27.6	602
	1996	8.2	6.1	85.7	49
SA29	1994	44.8	37.4	17.7	203
	1995	7.9	12.7	79.4	432
	1996	6.7	3.3	90.0	103
SA31	1994	48.4	36.9	14.8	122
	1995	18.0	48.6	30.6	356
	1996	32.7	23.9	43.4	200
SA35	1994	32.9	39.6	27.5	280
	1995	8.9	22.8	66.3	416
	1996	10.7	14.9	74.5	164
SA36	1994	44.7	51.3	3.9	76
	1995	31.6	61.7	6.7	342
	1996	18.3	27.9	53.9	94
SA38	1994	35.3	41.1	23.6	411
	1995	6.2	14.9	75.6	275
	1996	3.1	4.7	92.3	165
SA39	1994	42.6	57.4	0	68
	1995	4.1	25.4	70.4	291
	1996	9.6	14.0	76.5	109

表 3. 菠菜 SA3 品系經兩世代選拔其後裔十個株系的花性比

Table 3. Effect of two generations of selection on flower sex of 10 lines of spinach cv. ‘SA3’

Line	Male (%)	Female(%)	Monoecious(%)	Total Plant
SA3-33m-1m	21.9	50.0	28.1	32
SA3-33m-2m	25.9	11.1	63.0	27
SA3-33m-3m	10.3	6.9	82.8	29
SA3-33m-4F	20.9	67.4	11.6	43
SA3-33m-5m	7.7	26.9	65.4	26
SA3-33m-8F	9.7	19.4	71.0	31
SA3-33m-9m	58.8	35.3	2.9	34
SA3-33m-10m	10.8	18.9	70.3	37
SA3-33m-11m	28.6	31.4	40.0	35
SA3-33m-13F	26.3	43.9	24.6	57
Total plant				351
Average	22.1	31.1	46.0	35

三、選拔對菠菜抽苔期的影響

選拔對菠菜抽苔的影響主要爲抽苔的早晚與抽苔的集中度，本試驗八個品種（系）在1994年與1996年個別平均抽苔時間示如圖3，八個品種（系）的平均抽苔時間由1994年播種後的10.6週，經選育兩代，延長爲11.8週，平均抽苔時間除 SA28外均有延後，其中又以固定品種 SA3選拔效果最明顯，平均抽苔時間由9.5週，延爲12.3週，造成此種差異的原因，可能爲 SA3永靖特選角粒爲種苗商在國外留種，族群較大，選拔較少，遺傳變異性較大，選拔的效果明顯，而由種苗改良繁殖場引入之SA28、SA31、SA35及 SA38四個品種（系）的平均抽苔時間之標準偏差則差異不顯著，可能遺傳背景較窄所致，可由此四個品種（系）在1994年度剛開始選拔時，雌雄異花同株比例即較固定品種SA3高，判斷可能已選拔多代，而選拔高雌性率或固定花性時，選拔株數少甚至於自交多代，皆有可能導致遺傳背景狹窄化，使選拔效果有限；種苗改良繁殖場提供之 SA29、SA36及 SA39三個品種（系），經二代選拔，平均抽苔時間有顯著差異，但不若 SA3差異明顯，其中 SA36及 SA39在1994年雌雄異花同株比例即與 SA3相若，可能是較少選拔或開放授粉族群；SA29在1994年一週內即抽苔完畢，所以標準偏差與變異係數皆爲0，可能爲較高比率雌雄異花同株，但選留株數較多，造成選拔仍有效果，所以選留雌雄異花同株與較優之晚抽苔雌株的方式對於遺傳變異性大的開放授粉族群仍有延後抽苔的效果，但高度選拔或留種數少的族群繼續選拔時則效果有限，如要延後其抽苔期，可能需與晚抽苔品系再進行雜交。選拔兩代對抽苔集中度的影響如圖4所示，抽苔期平均變異係數由1994年的6.8%，經二代選拔，降爲4.5%，個別品種除 SA29與 SA38外，抽苔期變異係數皆明顯降低，尤其以 SA35、SA3品系降低最多，分別由9.73%、9.71%降爲4.99%、5.46%，而增加抽苔期的集中度，可以減少菠菜的早期抽苔，進而減少農民初期因抽苔而造成的損失。

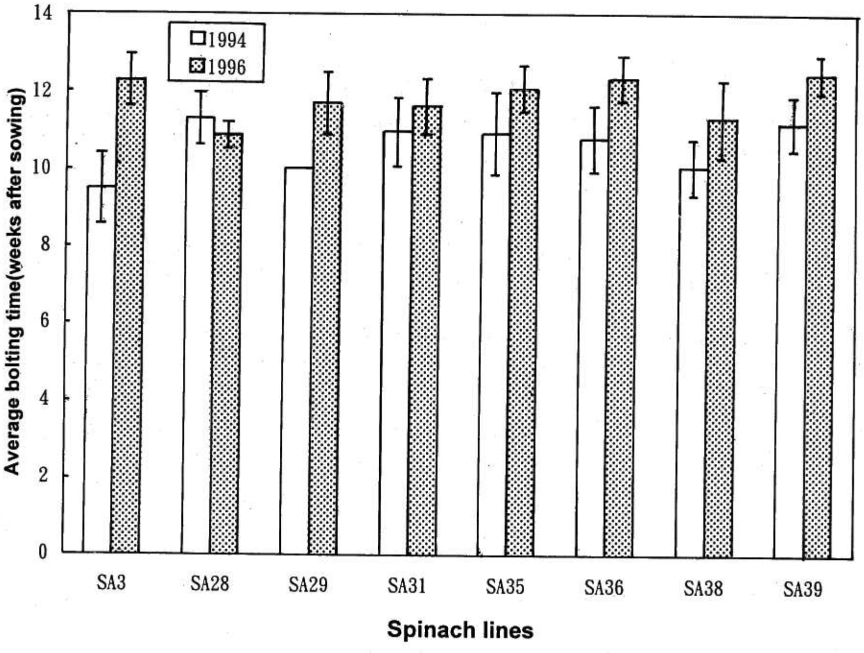

圖 3. 菠菜8個品種(系)經兩代選拔後在1994年與1996年的平均抽苔時間(播種後週數)變化情形。
Fig. 3. Changes in average bolting time of 8 spinach cultivars (lines) in 1994 and in 1996 after two generations of selection

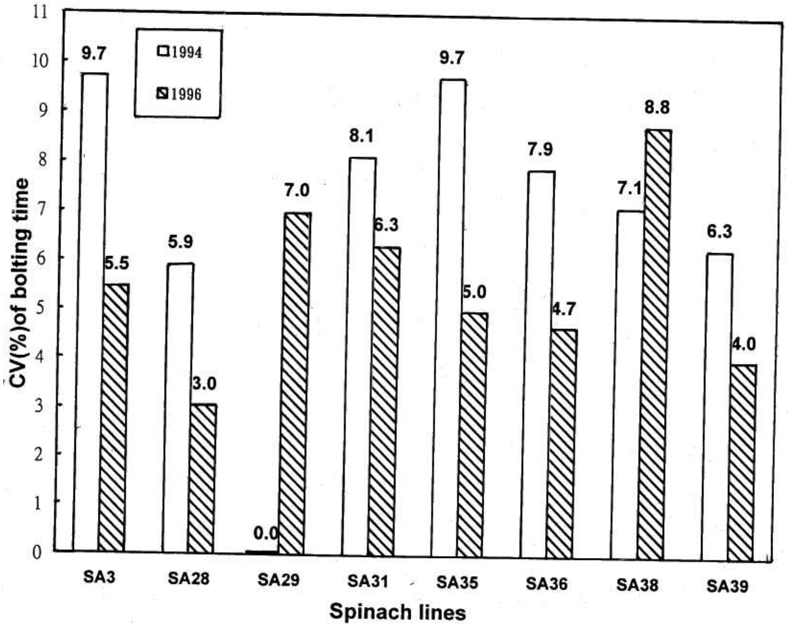

圖 4. 菠菜8個品種(系)經兩代選拔後在1994年與1996年抽苔期之變異係數變化情形

Fig. 4. Changes in coefficient of variation for bolting time of 8 spinach lines in 1994 and in 1996 after two generation of selection.

誌　謝

本研究承農委會83科技—2.2糧—07、84科技—2.2.—糧—58(7)及85科技—14—糧—40(6)計畫經費補助，種苗改良繁殖場前研究員兼課長黃泮宮先生提供種子，蔡嘉昌先生田間管理及李丹、林巧珍小姐幫忙打字，謹此致謝。

引用文獻

1. 王三太、曹幸之、蕭吉雄。1994。利用長日處理評估菠菜不同品種抽苔期與花性。中國園藝學會八十三年度年會論文宣讀。
2. 陸帼一。1987。菠菜。489—496頁。於：中國農科學院蔬菜研究所主編　中國蔬菜栽培學。
3. 黃韶顏。1994。臺灣地區主婦對農產品消費行爲之研究。臺灣農業30(5)：55—70。
4. 臺灣省農林廳編。1996。農產品批發市場年報八十五年版。
5. 平田儉二、山本健吾。1931。菠稜草及びとロハンマンテマにおける雌性中間性植物の存在について。遺雜7：106—107。
6. 須藤千春、杉山信太郎。1961。ホウレンンウの性の決定と發現Ⅲ間性の育種と遺傳。育雜11：29—36。
7. Bemis, W. P and G. B. Wilson. 1953. A new hypothesis explaining the genetics of sex determination. J. Hered. 44：90—95.
8. Goto, M. 1984. Spinach. p. 123—142. In: Shinohara, S. Vegetable Seed Production Technology of Japan. Vol. 1.
9. Janick, J and E. C. Stevenson. 1955. Environmental influence on sex expression in monoecious lines of spinach. Amer. Soc. Hort. 65：416—422.
10. Janick, J and E. C. Stevenson. 1955. Genetics of the monoecious character in spinach. Genetics 40：427—437.
11. Ryder, E. J. 1979. Leafy Salad Vegetable. p. 266. AVI Publishing Company, CT, USA.

Selection for Monoecious Lines of Spinaches (*Spinacia oleracea* L.)[1]

San-Tai Wang[2], Chi-Hsiung Hsiao[2], Shing-Jy Tsao[3] and Min-Mao Tseng[2]

Summary

Extreme male, vegetative male, female and monoecious plants are four types of flower sex of spinaches. In an open pollinated cultivar, the ratio of male and female plants is in general 1 : 1, with a few monoecious plants. The advantages of a monoecious line include later bolting and higher yield as compared to male plants. Also, single plant selection can be conducted easily and increased femaleness of a good cultivar cna be achieved quickly when crossed with a monoecious line. The experiment was conducted in TARI. After selecting for elite monoecious and female as well as roguing male and early bolting ones for two generations, the average ratios of 8 spinach cultivars (lines) of female, male and monoecious plants changed from 42.5% , 43.5% and 14.0% , respectively, in 1994 to 13.9% , 15.7% and 70.3 %, respectively, in 1996. Average bolting time and coefficient of variation of these cultivars (lines) were 10.6 wks aftw sowing and 6.8%, respectively, in 1994. After 2 generations of selections, the corresponding values changed to 11.8 wks after sowing and 5.5 % in 1996. It means that spinaches bolt later and in a more concentrated periods.

Key words : Spinaches, Bolting, Monoecious plants.

---

1. Contribution No. 1929 from Taiwan Agricultural Research Institute.
2. Respectively, Assistant, Senior Plant Breeder and Head, Project Assistant of Department of Horticulture, TARI, Wufeng, Taichung, Taiwan, ROC.
3. Associate Professor, Department of Horticulture, National Taiwan University, Taipei, Taiwan, ROC.

中華農業研究（Jour. Agric. Res. China）47(1)：63~70（1998）

不同萵苣栽培品種間的硝酸態氮含量調查[1]

王三太[2]　林深林[3]　張武男[3]　蕭吉雄[2]

摘要：調查臺灣葉萵苣栽培種的硝酸態氮含量，兩次試驗分別用27與24個栽培種，第一次試驗採用內含15mM 硝酸態氮之養液循環栽培，第二次試驗則用含 6mM 硝酸態氮養液不循環通氣栽培。鮮重與硝酸態氮含量在兩次試驗皆有栽培種間差異，鮮重兩次皆較高的為 R8 青葉改良萵苣、R24 圓萵苣、R37 白霧、R39 改良長葉萵苣，兩次皆較低為 S25 尖葉萵苣、R27Peto 萵苣、R36 三號萵苣、S40 大葉尖萵苣、S41 萵苣、R44 白萵；硝酸態氮兩次皆較高的為 R8 青葉改良萵苣、R12 白霧、R13 萵苣、R43 黃萵，兩次皆較低為 S3 尖葉萵苣、R14 大心萵苣、R24 圓萵苣、S25 尖葉萵苣、R37 白霧、R42 萵苣。硝酸鹽含量以鮮樣計算，在試驗一（冬季）的 R8 青葉改良萵苣、R11 白粉、R12 白霧、R13 萵苣、S20 小劍葉鵝菜、R26 萵苣、R30 食心萵苣，超過每公斤鮮重2,500mg 硝酸鹽（荷蘭夏季安全標準）含量，但未達4,500mg 硝酸鹽（荷蘭冬季安全標準）含量。

關鍵詞：萵苣、硝酸態氮含量、品種。

前　言

在農業生產上，氮肥因轉變為硝酸鹽而流失或氧化為氮氧化物造成逸失，農民為維持根圈氮肥在一定範圍，常施用過量氮肥，造成植體硝酸態氮累積，或硝酸鹽流入地下水，因而造成水源的污染(2)。

硝酸鹽可能在被人食用前或人體中的口、胃、膀胱經細菌的酵素作用，使硝酸鹽轉變為亞硝酸鹽，並為人體主要亞硝酸鹽的來源(6)，亞硝酸鹽可能造成藍嬰症與胃癌。自然界氮素較少以亞硝酸鹽存在，而蔬菜和水為人類攝取硝酸鹽的主要來源，根據調查，荷蘭人每日攝取 143mg 硝酸鹽，其中120mg 來自蔬菜，有鑑於此，荷蘭、德國均訂定硝酸鹽安全標準含量限制，1993年荷蘭制定每公斤萵苣鮮重在冬季（11～4月）、夏季（5～10月）硝酸鹽含量分別不得超過4,500、2,500m g(7)；冬季菊苣每公斤鮮重不得超過3,500mg 硝酸鹽，夏季菊苣不超過2,500mg(15)；德國則更嚴格，多季作物每公斤鮮重不得超過3,500mg 硝酸鹽(7)，其他歐洲國家也陸續訂定標準，希望未來以降至每公斤鮮重上限不超過2,500mg 硝酸鹽為目標(16)。世界衛生組織則定每人每日每公斤體重不得食用超過3.65mg 硝酸鹽(14)，即以60公斤成人為例，每日不得超過219mg 硝酸鹽。

據 Van Eysinga(17)調查設施蔬菜硝酸鹽含量，以芹菜、莧菜、白菜、結球白菜、菠菜、萵苣等葉菜類的硝酸態氮含量高於果菜類、根莖菜類、花菜類的含量；任氏等(1)調查福州地區蔬菜，小白菜、芥藍、油菜、空心菜、大白菜等葉菜類遠高於冬瓜、黃瓜、絲瓜等瓜果類、及莖菜類的馬鈴薯；Maynard 等人(11)將甜菜、菠菜、蘿蔔、青花菜、芹菜、萵苣、芥藍、芥菜等歸納為硝酸鹽累積者（nitrate accumulator）不僅蔬菜種類間有差異，而且菠菜(5)、萵苣(13)、蘿蔔(12)、菊苣(15)、芹菜(10)皆有品種間差異。Reinink(14)整理前人與自己在土耕或 NFT 水耕所做萵苣硝酸鹽含量的調查，發現

1. 臺灣省農業試驗所　研究報告第 1930 號。本文為第一作者碩士論文之一部份。
2. 臺灣省農業試驗所園藝系助理及研究員兼系主任。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。
3. 國立中興大學園藝研究所講師與教授。臺灣省　臺中市。

在 Butterhead、Latin、Crisp（結球萵苣）、Cos（立生萵苣）、Cutting（嫩莖萵苣）及 Wild（野生萵苣）六種類型中皆有品種間差異，最少還有每公斤鮮重0.9克硝酸鹽含量的差異，極端高量在野生萵苣發現，每公斤鮮重含超過 6 g 硝酸鹽，極端低量在 Butterhead 發現，低於每公斤鮮重 1.5g 硝酸鹽。這代表如要降低萵苣硝酸態氮含量只要在類型內選種，減少改變園藝性狀的複雜性，同樣地如能在現行栽培種中選種，即不需引種及雜交育種，增加其複雜性，本試驗目的即在調查目前在葉菜類專業生產區所使用的萵苣栽培種，是否有較低硝酸態氮含量的栽培種。

材料與方法

一、試驗材料

使用的材料是由臺灣各地區及種苗商所收集的葉萵苣（*Lactuca sativa* L.）栽培種，品種名稱、來源如表一。第一次試驗的栽培種27個：S3、R8、S9、S10、R11、R12、R13、R14、S15、S20、R21、R24、S25、R26、R27、S28、R30、R31、R32、R36、R37、R39、S40、S41、R42、R43、R44；第二次試驗栽培種24個：S3、R8、S9、S10、R11、R12、R13、R14、S15、S20、S21、R24、S25、R26、R27、R34、R36、R37、R39、S40、S41、R42、R43、R44。

表 1. 二十八個參試品種名稱及來源

Tablel 1. Name and origin of 28 cultivars of lettuce evaluated.

編號 Code	品種名稱	Cultivar	來 源	Origin
S[z]3	尖葉萵苣	CHIEN YEH WO CHU	臺中	TAICHUNG
S9	小葉尖萵苣	HSIAO YEH CHIEN WO CHU	新裕森種子行	HSIN YU SEN SEED CO.
S10	大葉尖萵苣	TA YEH CHIEN WO CHU	新裕森種子行	HSIN YU SEN SEED CO.
S15	萵苣	WO CHU	順發種子行	SUN FA SEED CO.
S20	小劍葉鵝菜	HSIAO CHIEN YEH E TSAI	豐富種子行	FONG HU SEED CO.
S25	尖葉萵苣	CHIEN YEH WO CHU	潮州	CHAO CHOU
S28	大陸尖葉萵苣	TA LU CHIEN YEH WO CHU	和美	HO MEI
S40	大葉尖萵苣	TA YEH CHIEN WO CHU	臺灣種苗有限公司	TAIWAN SEED CO.
S41	萵苣	WO CHU	豐田種苗農藥行	FONG TIEN SEED CO.
R[y]8	青葉改良萵苣	CHING YEH KAI LIANG WO CHU	岡山	KANG SAN
R11	白粉	PAI FEN	新裕森種子行	HSIN YU SEN SEED CO.
R12	白霧	PAI WU	和美種子行	HO MEI SEED CO.
R13	萵苣	WO CHU	斗六	TO LIU
R14	大心萵苣	TA HSIN WO CHU	順發種子行	SUN FA SEED CO.
R21	鵝菜	E TSAI	豐富種子行	FONG HU SEED CO.
R24	圓萵苣	YUAN WO CHU	潮州	CHAO CHOU
R26	萵苣	WO CHU	和美	HO MEI
R27	Peto 萵苣	PETO WO CHU	和美	HO MEI
R30	食心萵苣	SHIN HSIN WO CHU	臺灣農產有限公司	TAIWAN AGRICULTURAL DEVELOPMENT CO.
R31	臺灣白萵苣	TAI WAN PAI WO CHU	臺灣農產有限公司	TAIWAN AGRICULTURAL DEVELOPMENT CO.
R32	大究萵苣	TA CHIU WO CHU	臺灣農產有限公司	TAIWAN AGRICULTURAL DEVELOPMENT CO.
R34	萵苣	WO CHU	卓勝發種子行	CHUO CHENG FA SEED CO.
R36	三號萵苣	NO. 3 WO CHU	明豐種苗行	AGRONEW TRADING CO.
R37	白霧	PAI WU	順發種子行	SUN FA SEED CO.
R39	改良長葉萵苣	KAI LIANG CHANG YEH WO CHU	臺灣種苗有限公司	TAIWAN SEED CO.
R42	萵苣	WO CHU	豐田種苗農藥行	FONG TIEN SEED CO.
R43	黃萵	HUANG WO	竹北	CHIH PEI
R44	白萵	PAI WO	竹北	CHIH PEI

[z] S：尖葉型 S：point tip type
[y] R：圓葉型 R：round tip type

二、試驗方法

試驗的場地在中興大學溫室進行，試驗一於83年11月16日播種於海綿，至第二片本葉長出，於11月30日，選擇苗大小一致植株，移植於循環養液的大池，試驗設計採完全逢機設計（complete random design, CRD）二重複。水耕養液中的大量元素依 Hoagland and Arnon 配方，5mM 硝酸鉀（KNO_3），5mM 硝酸鈣（$Ca(NO_3)_2 \cdot 4H_2O$），1mM 第一磷酸鉀（KH_2PO_4），2mM 硫酸鎂（$MgSO_4 \cdot 7H_2O$），其中氮肥濃度爲硝酸態氮15mM，微量元素採用 Johnson 修正配方[9]，每公升母液含3,728毫克氯化鉀（KCl）、1,546毫克硼酸（H_3BO_3）、845毫克硫酸錳（$MnSO_4 \cdot H_2O$）、575毫克硫酸鋅（$ZnSO_4 \cdot 7H_2O$）、125毫克硫酸銅（$CuSO_4 \cdot 5H_2O$）及18.4毫克鉬酸銨（$(NH_4)_6Mo_7O_{24} \cdot 4H_2O$），每公升養液加 1 毫升微量元素母液，鐵元素則以每公升50μM 之 EDTA-Fe 供應。試驗期間每隔15分鐘啓動馬達循環養液15分鐘以增加通氣，並控制 pH 在 6～7 範圍。84年 1 月 8 日採收、清洗，每品種每重複採 2 株測葉鮮重，再混合置入70°C烘箱烘 2 天，秤乾重後再磨粉存放，進行硝酸態氮測定。

萵苣硝酸態氮測定依據 Carlson 等人[4]方法加以修改，秤0.1克乾燥樣品於離心管，加入 8ml 2%醋酸溶液，蓋上蓋子以每分鐘100回，均勻振盪20分鐘後，以12,000xg 離心，倒取澄清液。澄清液直接用 Ammonia Analyzer（Alltech Model 380）測銨態氮含量。另取上述澄清液 1cc，加上 2%醋酸 4cc 混合，將 Analyzer 管路中接上二支內裝鋅粒的軟管，藉由鋅將硝酸離子還原爲銨離子[3]，測總銨量，扣掉未接鋅管時測得的銨量，即爲硝酸態氮含量。

第二次試驗於84年 5 月 7 日播種於溼潤海棉，5 月21日選擇苗大小一致植株，移植於 3 公升塑膠桶的上蓋保麗龍板孔洞中，每盆 3 株，試驗設計採逢機完全區集設計（randomized complete block design, RCBD），每盆爲一重複，每個品種三重複。每盆養液 3 公升，養液中大量元素參照 Ikeda 及 Osawa[8]配方含 3mM 硝酸鈣，1mM 第一磷酸鉀，2mM 硫酸鎂，及 4mM 氯化鈣，其中氮肥濃度爲硝酸態氮 6mM，微量元素及鐵元素濃度同試驗一。試驗期間以馬達輸送空氣進入養液通氣，pH 維持在 6～7 範圍，分別於 6 月 3 日換養液及 6 月14日採收，採收後步驟如試驗一。

結果與討論

一、不同栽培種間鮮重差異

試驗一的葉部總鮮重如圖一所示，栽培種間差異達顯著水準，最高爲 R43 黃萵，單株平均爲55.4克，最低爲 S40 大葉尖萵苣22.5克，相差大約一倍。圓葉類型有栽培種間差異，達顯著水準，圓葉類型平均爲40.9克，最高爲 R43 黃萵的55.4g，最低爲 R36 三號萵苣的25.9克，最低爲最高的46.8%；尖葉類型平均爲28.3克，最高爲 S28 大陸尖葉萵苣33克，最低爲 S40 大葉尖萵苣22.5克，最低爲最高的68.2%。圓葉類型平均的葉部鮮重較尖葉類型重，高低間的差距亦較大。目前栽培最廣的 R8 青葉改良萵苣與 R36 三號萵苣，分別爲44.7克與25.9克，R8 青葉改良萵苣的鮮重屬於高產類型，只低於 R43 黃萵，而 R36 三號萵苣則屬鮮重最低類型，雖然高於 S40 大葉尖萵苣，但未達顯著水準。

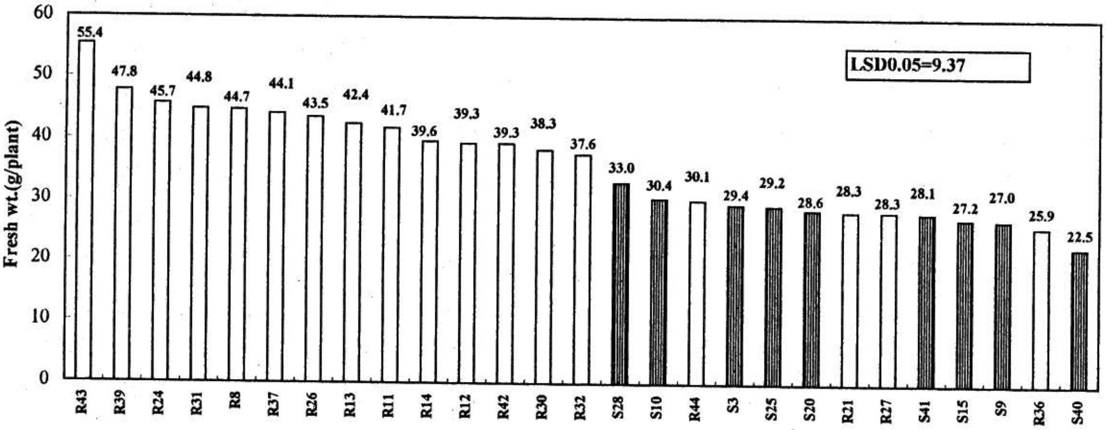

圖 1. 27個葉萵苣品種在 15mM 硝態氮養液循環水耕法栽培的葉部鮮重

Fig. 1. Leaf fresh weight of 27 lettuce cultivars grown in a solution with 15 mM NO_3-N.
R : round tip type. S : sharp tip type

試驗二的葉部鮮重如圖二所示，葉部鮮重有栽培種間差異，單株平均最重爲 R37 白霧的38.4克，最輕爲 S41 尖葉萵苣的17.6克，24個栽培種平均爲27.1克。圓葉品種最重爲 R37 白霧之38.4克，最低爲 R36 三號萵苣的20.2克，最低爲最高的52.6%；尖葉品種最重爲 S10 大葉尖萵苣達31.3克，最輕爲 S41 尖葉萵苣的17.6克，最低爲最高的56.2%，對照品種 R8 青葉改良萵苣與 R36 三號萵苣，分別爲29.8克與20.2克，篩選栽培種中以 R37 白霧的38.4克明顯高於 R8 青葉改良與 R36 三號萵苣，其餘除 R36 三號萵苣、S40 大葉尖萵苣、S41 萵苣等品種產量較低外，與 R8 青葉改良差異不顯著。

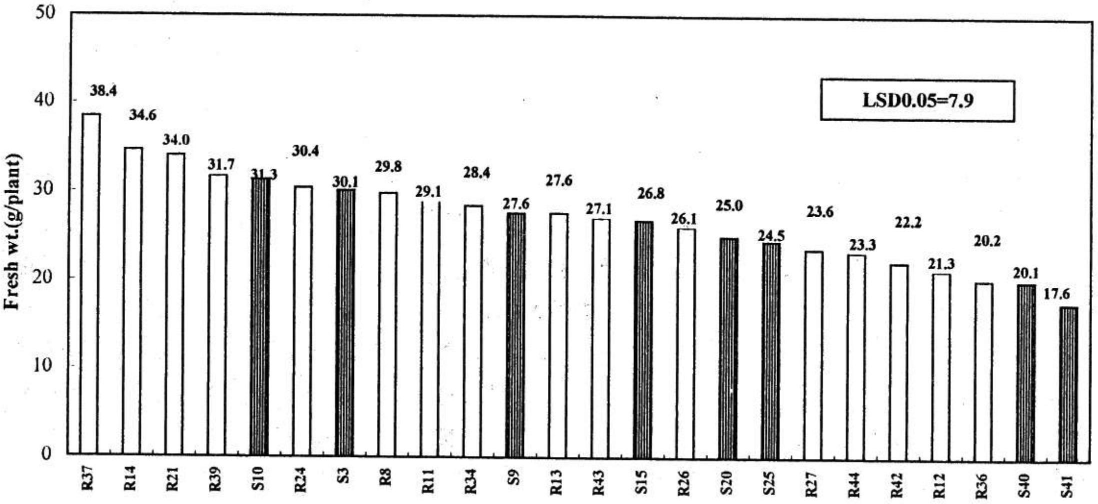

圖 2. 24個葉萵苣品種在 6mM 硝態氮養液栽培的葉部鮮重

Fig. 2. Leaf fresh weight of 24 lettuce cultivars cultured in pot with 6 mM NO_3-N solution.
R : round tip type. S : sharp tip type

在兩次不同試驗中皆表現較高鮮重的栽培種有對照栽培種 R8 青葉改良萵苣與 R24 圓萵苣、R37 白霧、R39 改良長葉萵苣，皆屬圓葉類型，而對照栽培種 R36 三號萵苣和 S25 尖葉萵苣、R27Peto 萵苣、S40 大葉尖萵苣、S41 萵苣、R44 白萵等栽培種兩次皆為較低鮮重類型。

二、不同栽培種間硝酸態氮含量差異

試驗一的萵苣栽培種中葉部硝酸態氮的含量佔乾物重的百分比如圖三，硝酸態氮含量栽培種間差異達顯著水準，含量最高者為 R13 萵苣含1.52%，最低為 S40 大葉尖萵苣的0.75%，相差大約一倍，而西螺的主要栽培品種 R8 青葉改良的硝酸態含量為1.43%，含量偏高。尖葉類型中含量最高者為 S9 尖萵苣含1.33%，最低為 S40 大葉尖萵苣含0.75%，平均為1.02%，最低為最高的0.74；圓葉類型中含量最高者為 R13 萵苣之1.52%，最低為 R37 白霧種含0.82%，18個品種平均為1.16%，較尖葉類型含量高，最低為最高的0.54，最高與最低間差距較尖葉類型大。

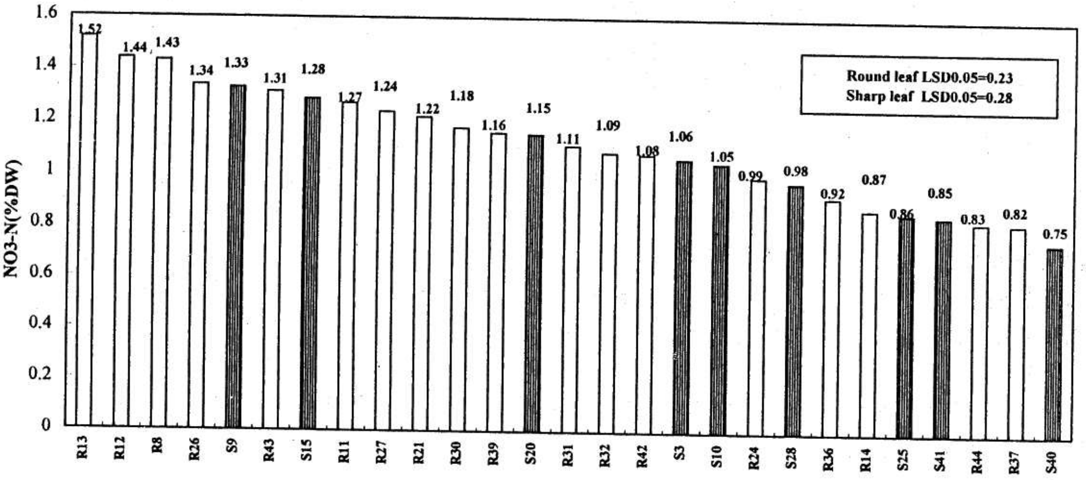

圖 3. 27個葉萵苣品種在 15mM 硝態氮養液循環水耕法栽培的葉部硝態氮含重

Fig. 3. Leaf nitrate content of 27 lettuce cultivars grown in a solution with 15 mM NO_3-N. R : round tip type. S : sharp tip type

試驗二的葉部硝酸態氮含量如圖四所示，有栽培種間差異，硝酸態氮含量最高為 R36 三號萵苣，占乾物1.32%，最低則是 S15 萵苣的0.66%，兩者相差達一倍；而尖葉類型與圓葉類型中皆有栽培種間差異，此與 Reinink 報告[14]在六種類型內皆有品種間差異結果相同，圓葉類型最高為 R36 白霧的1.32%，最低為 R26 萵苣的0.78%，16個栽培種平均為1.05%，最低為最高的0.59倍；尖葉類型中最高為 S40 大葉尖萵苣占乾物量的1.14%，最低為 S15 萵苣的0.66%，8 個栽培種平均為0.95%，最低為最高0.58倍，相差的幅度以圓葉類型較大，主要栽培品種 R36 三號萵苣（1.32%），R8 青葉改良（1.21%）皆屬硝酸態氮含量較高類型。

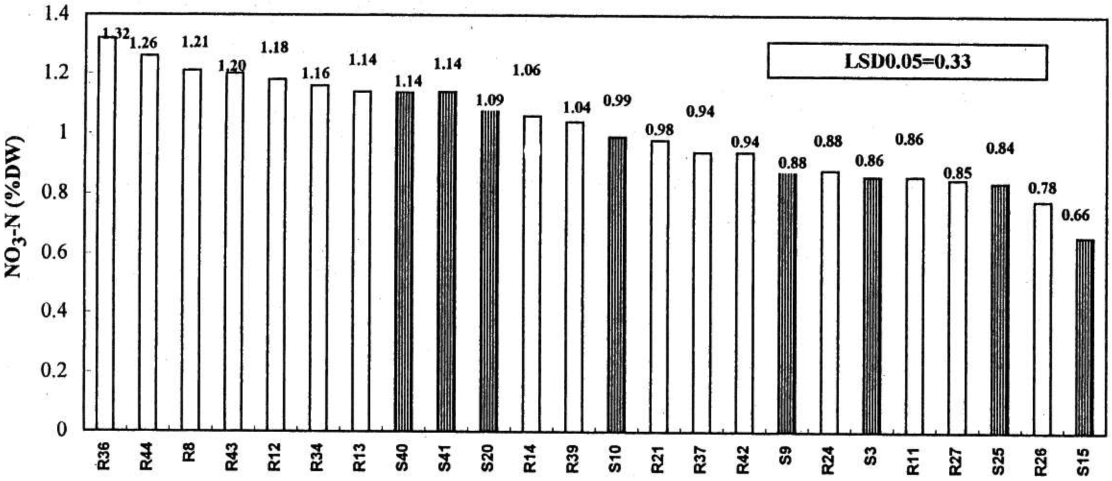

圖 4. 24個葉萵苣品種含在 6mM 硝態氮養液循環水耕法栽培下的葉部硝態氮含重

Fig. 4. Leaf nitrate content of 24 lettuce cultivars grown in a solution with 6 mM NO_3-N.
R：round tip type. S：sharp tip type

兩次試驗以 R8 青葉改良、R12 白霧種、R13 萵苣、R43 黃高硝酸態氮含量較高，而 S3 尖葉萵苣、R14 大心萵苣、S25 尖葉萵苣、R24 圓萵苣、R37 白霧 、R42 萵苣則含量較低。

兩次不同試驗結果都支持在臺灣現行的葉萵苣栽培種間，有硝酸態氮含量的差異，這種栽培種間差異與菠菜[5]、萵苣[13]、蘿蔔[12]、菊苣[15]、芹菜[10]有栽培種或品種間差異的結果相同。在尖葉與圓葉類型皆有栽培種間差異，類型內栽培種間的差異與 Reinink[14]發現在 Butterhead、Latin、Crisp（結球萵苣）、Cos（立生萵苣）及 Cutting（嫩莖萵苣）、Wild（野生萵苣）六種類型有品種間差異的結果相同，這代表如要降低萵苣硝酸態氮含量只要在尖葉或圓葉類型內選種即可，可以減少爲改變園藝性狀而進行回交所需時間。在實際栽培的考量，低硝酸態氮含量但低產的栽培種不太可能讓生產者接受，最好有低硝酸態氮含量而且高產的栽培種，而 R14 大心萵苣、R24 圓萵苣、R37 白霧即屬此類。

兩次試驗最高硝酸態氮含量分別爲1.52%與1.32%，造成這種差異可能是因試驗一爲養液循環，試驗二爲靜置盆栽打氣栽培方式不同及試驗一爲 15mM 硝酸態氮養液試驗二爲 6mM 硝酸態氮不同所致。試驗二養液的硝酸態氮濃度由試驗一的 15mM 降爲 6mM，主要目的在了解，在較高濃度氮肥易累積硝酸態氮的品種於較低濃度氮肥是否仍是較高硝酸態氮累積的特性，而其硝酸態氮含量有否低於目標區，品種間硝酸態氮含量差異是否仍存在。

硝酸態氮含量如與荷蘭的標準每公斤鮮重4,500mg 硝酸鹽[7]或目標區的2,500mg 硝酸鹽[16]進行比較，因荷蘭主要以鮮樣測試，與本試驗用乾樣測試並不相同，如以乾物含量換算成鮮樣含量，在試驗一的 R8 青葉改良、R11白粉、R12 白霧種、R13 萵苣、S20 小劍葉鵝菜、R26 萵苣、R30 食心萵苣未達4,500mg 硝酸鹽標準，但超過2,500mg 硝酸鹽的目標區；試驗二最高爲 R44 白高的每公斤鮮重含2,477mg 硝酸鹽及 R8 青葉改良的2,470mg 與 R36 三號萵苣的2,461mg，未超過2,500 mg 硝酸鹽的目標區。植體硝酸態氮含量受施肥、光照、品種三者影響[14]，本試驗植體的硝酸態氮含量有栽培種間差異，但不同栽培種在不同氮肥濃度、不同光照是否仍有穩定的差異，爲另一有待研究的問題。

引用文獻

1. 任祖淦、林炎金、邱孝愃、王銳群、蔡元呈、李貞合、王琳。1996。福州蔬菜硝酸鹽和重金屬含量的衛生評價。福建農業科技 2：18—19。
2. Barker, A. V and H. A. Mills. 1980. Ammonium and nitrate nutrition of horticultural crops. Hort. Rev. 2：395—423.
3. Carlson, R. M. 1986. Continuous flow reduction of nitrate to ammonia with granular zinc. Anal. Chem. 58：1590—1591.
4. Carlson, R. M., R. I. Cabrera, J. L. Paul, J. Quick, and R. Y. Evans. 1990. Rapid direct determination of ammonium and nitrate in soil and plant tissue extracts. Commum. in Soil Sci. Plant Anal. 21 (13—16) ：1519—1529.
5. Cantiliffe, D. J. 1973. Nitrate accumulation in spinach cultivars and plant introduction. Can. J. Plant Sci. 53：365—367.
6. Forman, D., S. Al-Dabbagh and R. Doll. 1985. Nitrates, nitrites and gastric cancer in Great Britain. Nature 313：620—625.
7. Gunes, A., W. N. K. Post, E. A. Kirby and M. Aktas. 1994. Influence of partial replacement of nitrate by amino acid nitrogen or urea in the nutrient medium on nitrate accumulation in NFT grown winter lettuce. J. Plant Nutri. 17(11)：1929—1938
8. Ikeda, H. and T. Osawa. 1981. Nitrate-and ammonium-N absorption by vegetables from nutrient solution containing ammonium nitrate and the resultant change of solution pH. J. Japan. Soc. Hort. Sci. 50(2)：225—230.
9. Johnson, C. M., P. R. Stout, T. C. Broyer and A. B. Carlton. 1957. Comparative chlorine requirements of different plant species. Plant and Soil 8：337—353.
10. Martignon, G., A. Venezia and F. Malorgio. 1994. Nitrate accumulation in celery as affected by growing system and N content in the nutrient solution. Acta Hort. 361：583—589.
11. Maynard, D. N., A. V. Barker, P. L. Minotti and N. H. Peck. 1976. Nitrate accumulation in vegetables. Adv. Agron. 28：71—118.
12. Nieuwhof, M. 1991. Breeding for low nitrate content in radish (*Raphanus sativus* L.) . Euphytica 55：171—177.
13. Reinink, K., R. Groenwold and A. Bootsma. 1987. Genotypical differences in nitrate content in *Lactuca sativa*. L. and related species and correlation with dry matter content. Euphytica 36：11—18.
14. Reinink, K. 1988. Improving quality of lettuce by breeding for low nitrate content. Acta Hort. 222：121-128.
15. Reinink, K., M Van Nes and R. Groenwold. 1994. Genetic variation for nitrate content between of endive (*Cichorium endiviae* L.) Euphytica 75：41—48.
16. Van Diest, A. 1990. Accumulation of nitrate in higher plants-its causes and prevention. In：Nitrogen in Higher Plants. Abrol, Y. P, ed. pp. 441—460. Research Studies Press LTD, England.
17. Van Eysinga, R. 1984. Nitrate in vegetables under protected cultivation. Acta Hort. 145：251—256.

Cultivar's Differences in Nitrate Content of Lettuce (*Lactuca sativa* L.)[1]

San-Tai Wang[2], Shen-Lin Lin[3], Woo-Nang Chang[3] and Chi-Hsiung Hsiao[2]

Summary

The nitrate-N content were determined for 27 and 24 lettuce cultivars grown hydroponically in a nutrient solution containing 15mM NO_3-N and 6mM NO_3-N,respectively. The hydroponic systems used were a circulated one and a non-circulated one with aeration, respectively. Cultivar's differences existed in plant fresh weight and NO_3-N content. Cultivars giving higher yields than others were R8 (CHING YEH KAI LIANG WO CHU) , R24 (YUAN WO CHU) , R37 (PAI WU) and R39 (KAI LIANG CHANG YEH WO CHU) . Cultivars giving consistently low yields were S25 (CHIEN YEH WO CHU) , R27 (PETO WO CHU) , R36 (NO.3 WO CHU) . S40 (TA YEH CHIEN WO CHU) , S41 (WO CHU) and R44 (PAI WU) . Cultivars with high nitrate content were R8 (CHING YEH KAI LIANG WO CHU) , R12 (PAI WU) , R13 (WO CHU) and R43 (HUANG WO) . Cultivars giving low nitrate were S3 (CHIEN YEH WO CHU) , R14 (TA HSIN WO CHU) , R24 (YUAN WO CHU) , S25 (CHIEN YEH WO CHU) , R37 (PAI WU) and R42 (WO CHU) . Nitrate content on fresh weight basis exceeded 2,500ng/kg (summer safety standard for Holland) but not 4,500 mg per kg (winter safety standard for Holland) in cultivars of R8 (CHING YEH KAI LIANG WO CHU) , R11 (PAI FEN) , R12 (PAI WU) , R13 (WO CHU) , S20 (HSIAO CHIEN YEH E TSAI) and R30 (SHIN HSIN WO CHU) .

Key words : Lettuce, Nitrate content, Cultivar.

---

1. Contribution No. 1930 from Taiwan Agricultural Research Institute. This paper is part of the master thesis of senior author.
2. Respectively, Assistant, Senior Breeder and Head, Department of Horticulture, TARI, Wufeng, Taichung, Taiwan, ROC.
3. Respectively, Instructor and Professor, Department of Horticulture, National Chung Hsing University, Taichung, Taiwan, ROC.

中華農業研究（Jour. Agric. Res. China）47(1)：71～94（1998）

氣流屏蔽式施藥系統之設計評估[1]

蔡 致 榮[2]　H. Erdal Ozkan[3]

摘要：噴霧飄移乃農藥使用者與施藥地區民衆關心噴藥作業之焦點，而噴霧屏蔽之使用已成爲減低噴霧飄移推薦策略中之一項技術，儘管許多研究已顯示機械式屏蔽對噴霧飄移之減低有正面效果，然而仍少有氣流屏蔽使用之資料，本研究中使用電腦流體動力模擬軟體 FLUENT，基於比較飄移減低效果而進行氣流屏蔽式噴藥系統之設計評估，爲便於相對比較，使用噴頭之傳統噴霧、氣輔噴霧與擬氣流剪切噴霧也包括於此模擬研究中。本研究所得之主要結論如后，並非所有氣流屏蔽之模擬情形皆可提供良好之飄移控制，爲確保較佳之飄移減低效果並減少氣流屏蔽所需之功率需求，主要變數之最適操作參數經多因子變方分析選定爲氣流速度40m/s、單位長度氣流流量1.7m^3/s/m 以及氣流角度15度，其與某些有關氣輔噴霧與氣流剪切噴霧之前人研究結果相當吻合。除了氣輔噴霧與擬氣流剪切噴霧外，具氣流速度大於40m/s、單位長度氣流流量大於1.7m^3/s/m，以及氣流角度爲15度之氣流屏蔽噴霧頗有希望成爲減低噴霧飄移之另類技術。

關鍵詞：氣流屏蔽、施藥系統、設計評估、CFD、FLUENT。

前　言

隨著環保意識之高漲，社會大衆對農藥使用日趨重視，消費者甚至熱中於購買標榜無農藥殘毒之有機農產品。然而，爲達合理之經濟回收，農民將繼續使用農藥。雖然近來作物育種與基因工程迭有精進，改善農作物對昆蟲與疾病之抵抗或許可減低農民對農藥之依賴，但是在某些場合，例如抑制特定疾病、昆蟲或雜草非預期族群之迅速增加，農藥施用仍將扮演重要角色。儘管其他控制害蟲、疾病與雜草之替代方法將繼續被加以研發，農藥施用仍將是病蟲害防治之最有效工具，但是爲迎合大衆輿論並兼顧環境與農產業之折衷利益，農藥施用必須被視爲一項有價值之策略且只於需要時才被使用，如此才能減少農藥施用之次數與數量。

噴霧飄移（spray drift）乃農藥施用上最受注意之問題，其爲農產業所不欲見，除牽涉相關作業人員安全與健康之嚴重風險外，且有害於自然環境。當部份施噴農藥離開預定目標區而沉積於作物附近時，噴霧飄移於焉發生。儘管飄移可能以蒸氣之形式於噴霧作業完成很久後仍產生，大部份之噴霧飄移源來自小霧粒之實際運動而遠離預定目標區，其不儘增加農藥之浪費而且可能污染環境。儘管大氣狀況，例如風與相對濕度，遠非達成施噴時精準標定所需，而農藥施噴者仍選擇繼續施噴時，噴霧飄移之風險通常因之增加，縱然以增加施噴前進速度、減低施噴率與使用較寬噴桿之噴藥作業可能延長適合噴藥之時段，然而這些策略卻也可能提高噴霧飄移之風險，因此，尋求減低噴霧飄移損失之方法相當重要。

---

1. 臺灣省農業試驗所　研究報告 1931 號。
2. 本所農業工程系副研究員。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。
3. 美國俄亥俄州立大學食品、農業與生物工程系教授。美國　俄亥俄州。

農民與農藥施噴者對減低噴霧飄移之實際應用深感興趣，而最常被提及之技術包括使用減低飄移之噴頭（drift reduction nozzles）、阻抗飄移之農藥（drift retardant chemicals）、氣輔噴霧（air-assisted spraying）、靜電噴霧（electrostatic spraying）以及屏蔽式噴桿（shielded spray booms）。本文旨在以電腦軟體模擬評估氣流屏蔽式噴藥系統之設計參數，並與氣輔噴霧、氣流剪切噴霧（air-shear spraying）相比較，其相關之前人研究回顧評論如后。

文獻探討

一、氣流屏蔽式噴霧

使用保護性屏蔽以降低噴霧飄移係由 Edwards 氏與 Ripper 氏[5]於1953年首先提出，他們的“Nodif”噴桿和無屏蔽噴霧機相較可減低飄移達42至幾乎100%，其差異視噴頭尺寸，操作壓力以及風速而異。之後四十餘年，陸陸續續許多研究[6,8,9,14,20,21,28,29]被進行以評估屏蔽噴霧之有效性，其結果顯示屏蔽對噴霧飄移之減低有正面效果，然而各個研究間彼此有相當大之差異，而且大部份之研究主要在於機械式屏蔽之探討，其中唯有 Smith 氏等人[29]對氣流式屏蔽略有研究，然而其結果指出氣流截面寬度爲2.5cm 與氣流出口風速爲7.1m/s之氣流屏蔽僅於風速小於2m/s 時才有效。不可諱言，氣流屏蔽式噴霧因此一早期且不利之研究而未有完全之檢視與評估，反觀目前氣輔噴霧之商品機使用氣流之速度高達20—67m/s，顯然同樣是氣流運用之氣流屏蔽式噴霧不應侷限於以往有限之試驗結果而受忽略。令人鼓舞的是 Brown 氏[1]於開發森林用氣輔噴霧機時，同時也顯示氣流屏蔽式噴霧之優點（詳見氣流剪切噴霧部份之回顧評論）。因此，更進一步深入研究氣流屏蔽式噴霧實有迫切之需要。

二、氣輔噴霧之廣義概念

氣輔噴霧並非新概念，但是最近又被重新考慮，根據 Hislop 氏[11]所言，第一部氣輔噴霧機可能於1885年在法國被開發出來供葡萄園噴藥作業使用。概念上而言，氣輔噴霧系統乃特殊設計之噴霧機，其可供應氣流以攜帶並分散由霧化器所形成之霧粒。目前，商用之氣輔噴霧系統可依霧粒導入氣流方式之不同而分成兩類。第一類像 Hardi Twin System，霧化器係在氣流外面，但以特定角度指向氣流中，從霧化器壓射出來的霧粒係在作物叢上方特定位置與氣流交接，此種方式氣流與霧化器可獨立加以調節而得不同之操作組合。第二類像 Spray-Air 氣流剪切噴霧系統，霧化器係承裝於氣流中，由於此種霧化受氣流速度變化影響頗大，因此，爲獲得所需之霧粒大小氣流速度之設定相當重要。爲區分此兩種氣流輔助系統，本研究中稱第一類爲狹義氣輔噴霧，而第二類爲氣流剪切噴霧。

基本上而言，氣輔噴霧之主要功能由霧化單元與氣流供應單元兩種組件完成。就像傳統噴霧機，此種系統之霧化單元可製造充份且必需之壓力以供施噴農藥之霧化與形成霧粒；氣流供應單元由軸流風扇、氣囊與其他承接組件組成，係設計以產生均勻且穩定之氣流。當霧粒撞上向下流動之氣流，所需之噴霧樣式（spray pattern）於是於噴桿下方形成，氣流隨後捕捉並遞送霧粒至作物叢中。

另一方面，例如 Spray-Air 氣流剪切噴霧系統乃由152mm 鍍鋅鋼管與運送氣流供 Shear Guard Plus 噴頭使用之玻璃纖維管組成。Shear Guard Plus 噴頭乃氣流鼓風型（a plain jet airblast type），其具有兩個由共同之玻璃纖維岐管供應之整型氣流（shaping jets）。施噴之液體被導入氣流之中心，當它碰上高速之氣流時於是被加以霧化，隨後兩股橫越之氣流於是整修已遭霧化之霧粒而形成平扇形樣式（flat-fan pattern）。此種噴霧系統霧化器出口係沿噴桿每隔203mm而且指向前方17度而裝設，由於氣流之高動量與霧化器之前傾裝設產生可打開作物叢之紊流，因此此種系統可攜帶霧粒進入葉片叢中而改善霧粒之穿透與附著效果。

(一)狹義之氣輔噴霧

氣輔噴霧之霧粒由於係由氣流捕捉與運送並不受風之影響。因此，氣輔噴霧系統可大量地

減低噴霧飄移。Quanquin[26]評估並決定 Hardi Twin System 氣輔噴霧機之性能、飄移減低能力以及田間效能，結果顯示氣流輔助減低噴霧飄移達50～90%，而且增加在棉花、蕃茄與甜菜雜草控制上之霧粒附著。

Taylor 與 Andersen 氏[30]評估氣流輔助使用於田間作物噴霧機以減低飄移，結果顯示使用平扇形噴頭於 Hardi Twin System 並傾斜氣幕向前可降低飄移達60%。當使用氣流輔助時，施藥率100 l/ha 之小霧粒飄移相當於施藥率200 l/ha 之傳統大霧粒飄移。風速於8.5m/s 下使用氣流輔助之噴霧飄移量相當於風速小於4.5m/s 而無氣流輔助之飄移量。當無氣流輔助時，增加噴藥前進速度噴霧飄移因之增加，但當有氣流輔助時就特定噴頭而言，噴霧飄移被維持於幾近固定之數量。

Young 氏[37]使用 Hardi Twin System 以氣流直接向下具30m/s 之吹出速度（emission velocity）進行研究氣流輔助之功效，他指出體積平均粒徑（Volume Mean Diameter，VMD ）介於200至500μm 之液壓霧粒於逆風達2m/s 情形下，此種氣流輔助有利於減低噴霧飄移，然而 Hardi Twin System 氣幕的功效隨著霧粒大小之增加而減低。

對於氣流輔助在不同風速下類似之飄移減低功效 Quanquin 氏[27]也有報告，他指出氣流輔助於8.5m/s 風速下產生之噴霧飄移量並不多於傳統噴霧於1.5m/s 風速下產生之噴霧飄移量。Howard 與 Mulrooney 氏[16]討論遠離目標區之飄移，並指出在空地（bare ground）情況下氣輔噴霧機相較於傳統行列噴霧機（row sprayer）有較高之飄移可能性，尤其當較低施藥率與較高氣流速度被使用時爲最。

Watson 與 Wolff 氏[33]報導說對於玉米與大豆而言，遮罩（shroud）內氣流運送（air carrier method）之噴霧方法改善了對整體植物之附著與附著均勻性（deposition uniformity），尤其對於作物頂部（upper-plant）與葉背表面之附著顯著增加。相同地，Manor 氏等人[18]使用氣輔噴霧機達到了對於棉花叢底部之較佳穿透效果、較多噴霧於葉背表面，以及顯然比葉背較佳之噴霧附著於葉表。對於氣輔噴霧增加噴霧附著效率之正面效果，Womac 氏等人[35]以及 Howard 氏等人[15]也有類似報告。

Derksen 氏[4]強調很少有關氣輔噴霧機性能之研究牽涉生物性效能（biological efficacy），他指出低施藥率之氣輔施噴技巧相較於傳統高施藥率散噴作業（broadcast sprayer applications）可減少鮮食甘藍菜之農藥使用。在另一類似的試驗中，Grinstein 氏等人[10]指出在種球洋葱花梗上葉斑疾病（leaf spot disease）之嚴重性可被氣輔噴霧減低大約75%，其相較於傳統噴霧之大約減低30%，可謂效果卓著。

儘管大部份之試驗顯示氣輔噴霧可減低噴霧飄移，但是某些研究也有不同的結果。Cooke 氏[3]比較使用液壓噴頭之噴霧機與 Degania 氣輔噴霧機於田間作物之噴霧飄移，儘管有較佳之霧粒分佈均勻度與相當之霧粒附著，氣輔噴霧機通常比液壓噴霧機產生較多之飄移，他們的結論爲除非像氣流速度與於目標作物上方噴霧釋放高度等之操作參數被加以最適化，否則噴霧飄移可能因之加劇。Hislop 氏等人[12]也報告氣流輔助實質地減低於風洞中風速爲4m/s 之噴霧飄移，但是於風速爲 1 與2m/s 下與行進方向成前向或後向45度之氣流輔助卻顯著地增加少量之噴霧飄移。

爲善用氣輔噴霧之正面優點，某些研究人員也研究氣流之最適化設定，Panneton 氏等人[22]基於某氣輔噴霧之研究而分離氣流速度、單位長度氣流流量與氣流方向對葉面附著之影響，其中各獨自變數之範圍如下：氣流速度， 0 至36m/s；單位長度氣流流量，0 至1.3m^3/s/m；而氣流角度，－10.2至40.2度。他們報告說氣流速度對葉面附著有最大之影響，而較高之氣流速度與單位長度氣流流量相對地增加葉面附著，該研究所提出之最佳噴霧狀況乃使用氣流速度高於25m/s，單位長度氣流流量大於0.9m^3/s/m。而基於提供花椰菜（broccoli）與馬鈴

薯葉所有葉背之保護所得最適化噴藥狀況平均爲：單位長度氣流流量0.94m³/s/m，氣流速度31m/s 以及氣流角度22度。因爲此最適化操作參數之數值係位於所觀測範圍之邊緣，他們建議未來之研究應擴大研究之範圍以決定所得之數值是否代表眞正之最佳點。

類似地，Ringel 與 Anderson 氏（引用 Pompe 與 Holterman 氏[23]之報告）使用 Hardi Twin System 噴霧機研究氣流噴射角度（往前20度、垂直以及往後30度）與氣流速度（0、16與28m/s）對飄移至空氣中與地面上以及霧粒沉積於多麥上之影響，他們發現當氣流在最高速度被以前向20度噴射時飄移至空氣中與地面上的量可最有效地減低，此與 Taylor 與 Andersen 氏[30]以及 May 氏[19]之研究結果「後向傾斜之氣輔噴桿導至比垂直氣輔噴桿較多之噴霧飄移」相吻合。

(二)氣流剪切噴霧

至於氣流剪切噴霧之性能，Campell 與 Thill 氏[2]使用氣流剪切噴霧機、傳統噴霧機以及氣流剪切加傳統噴霧機以比較野燕麥之控制，他們發現使用氣流剪切噴霧機時，野燕麥之有效控制與減低殺草劑量之能力係隨殺草劑而異，而相對於傳統噴霧機而言，氣流剪切噴霧機之使用並未增加噴霧飄移。

Brown 氏[1]開發氣輔桿式噴霧之原型機供森林作業使用，他以三種氣流組合（無氣流、氣流剪切向下噴霧以及前向60度之氣幕）於風洞中評估此原型機。「氣流剪切向下噴霧」意即氣流與噴頭都在直接往下之同一方向；「前向60度之氣幕」乃氣流在垂直方向被偏斜往前60度以形成一道屏蔽與前進方向夾30度角，而噴頭係直接往下安裝。結果顯示，當風向在與前進方向夾 0 與45度時，「前向60度之氣幕」減低遠離目標之噴霧飄移比「氣流剪切向下噴霧」來得多。然而，在與前進方向夾90度風向時，「氣流剪切向下噴霧」減低85％之飄移損失，而「前向60度之氣幕」實際上增加噴霧飄移達57％。在田間試驗中，噴霧穿透進入葉叢中的量也被評估，在植物叢的頂端與中間部份，「氣流剪切向下噴霧」與「前向60度之氣幕」兩者與「無氣流」組合並無顯著之差異，然而，在植物叢底端「前向60度之氣幕」顯著地比「無氣流」組合增加噴霧附著，而「氣流剪切向下噴霧」則介於兩者之間，此一研究淸楚地彰顯氣流屏蔽之優點，其乃本研究中意欲探討之重要項目。

三、噴霧飄移之電腦模擬

由於電腦科技精進，目前噴霧霧粒運動之電腦流體動力(Computational Fluid Dynamics,CFD) 模擬相當進步，某些應用已顯現令人鼓舞之結果。Lee 與 Schwalb 氏[17]使用由相位都普勒（phase-doppler）粒徑分析儀所獲得小容量壓力漩渦式霧化器之非蒸發性噴霧之霧粒特性，以評估商品化兩相三維度之電腦流體動力模擬程式 FLUENT ®，結果顯示此模式預測霧粒軌跡、速度與體積通量（volume fluxes）相當良好，而對於隨引氣流速度（air entrainment velocities）之預測除了在噴霧中心線部份外也相當準確。

Reichard 氏等人[24]首次以試驗驗證 FLUENT 模擬風洞中噴霧飄移之準確性，他們發現由此軟體預測之飄移距離與由風洞試驗所獲得者相當吻合。更進一步決定各種變數對噴霧飄移距離之影響也由 Reichard 氏等人[25]推動，他們的研究指出霧粒飄移距離隨風速與噴霧高度之增加而增加，但是隨霧粒之初始大小與速度之增加而減少。相對於較大霧粒之飄移距離而言，相對濕度之變化對粒徑小於100 μ m 霧粒之飄移距離有較大之影響。尤其當相對濕度與風速範圍在20—80％與0.5—4m/s 時，所有向下具20m/s 初始速度且粒徑在50mm 以下之水霧粒，將完全蒸發或於沉降在釋放點下方0.5m 前飄移遠超過6m。Zhu 等人[38]擴大模擬參數之範圍以決定田間噴霧藥機之飄移距離使達200 m，其所檢視變數對噴霧飄移之影響幾乎與 Reichard 氏等人[25]所發現者相同，然而就其所有模擬狀況而言，粒徑在50mm 以下之霧粒除非在低溫與高相對濕度情形下，於沉降在釋放點下方0.5m前悉數完全蒸發。

使用基於二維度 Random-Walk 模式之電腦模擬，Hobson 氏等人[13]就承裝於噴桿之液壓噴頭，對不同範圍之氣象與作物狀況研究噴頭大小、角度以及操作壓力對噴霧飄移之影響，其結果指出霧粒大小之量測，尤其是粒徑小於100 μ m 之霧粒體積百分比，影響噴霧飄移相當地大。同時他們也示範了來自於作物上方0.5m 噴霧角80度噴頭之噴霧飄移，比於作物上方0.35m 噴霧角110度噴頭之噴霧飄移來得多，儘管噴霧角80度噴頭所產生之霧粒相對上較粗。尤其，在有利霧粒蒸發之氣候條件下噴霧飄移顯著增加。

Weiner 與 Parkin 氏[34]使用 FLUENT 以模擬來自車輛承載式微霧噴霧機之氣流，根據三維度模擬與試驗量測之比較，氣流之主要特性，例如氣流中心線之速度與水平速度剖面，相當地吻合，此外，他們也預測霧粒之散佈但是並未加以驗正。Walklate 氏等人[32]使用同樣軟體以研究氣輔噴霧機於不同作物結構下氣流與霧粒傳輸之特性，他們指出儘管是同大小之霧粒，但穿透進入植物中之程度可能因噴頭位置差異而大幅改變。尤其，當噴霧源位於主氣流前方時，霧粒會被迫向上移動而翻越噴桿。儘管孔隙介質（porous media）模式被併入以模擬作物叢間流（crop canopy flows）並製作對應之速度向量，然而其所發表作物叢內霧粒之運動軌跡並不具太高價值，因爲此種模擬中作物對噴霧霧粒之過濾作用並未被眞實地反應出來。

材料與方法

本研究中藉著比較氣流屏蔽對飄移減低之作用，FLUENT 被使用以評估氣流屏蔽之不同設計。此種基於 CFD 之研究途徑是必需的，因爲目前並無適當之風洞可用，儘管只是電腦模擬，它提供某些好處，第一，在必需製造實體機械之前實際氣流屏蔽之特性可被建立，第二，此種途徑可縮小未來新試驗之範圍，第三，相較於以往傳統試誤法（trial-and-error methodologies）而言，CFD 之使用令使用者更快速地評估氣流屏蔽之設計特性。

當氣流被設計成屏蔽以限制橫越風並保護噴霧以免飄移時，氣流之速度、流量、角度、高度、壓力以及初始紊流強度等對氣流屏蔽之性能扮演極重要之角色。然而，現有之資料卻極少可用以指定減低飄移所需之氣流速度與單位長度氣流流量。低速與低流量之氣流可能不足以導引小霧粒向下而減低飄移，相反地，高速與高流量之氣流可能造成植物葉片於氣流中顫動不已，其不僅減少噴霧附著之表面面積，而且導致霧粒被從地面或植物叢反射而來之氣流往上攜帶。

Van 與 Howell 氏[31]決定初始紊流強度對於氣幕式平氣流（plane air-curtain jets）發展之影響，他們發現氣幕初始區的長度與區內之渦流黏度（eddy viscosity）強烈地受氣流初始紊流強度影響，然而，在氣幕之主要區域渦流黏度並不太受氣流初始紊流強度之影響，意義非凡的是在主要區域內氣流中心線之速度衰減與初始紊流強度無關。他們也指出較大初始紊流強度將縮短氣幕之初始區域，而當初始紊流強度高達20%時，氣幕之初始區域將被完全消除。本研究中氣流屏蔽效果之評估，主要集中於氣流屏蔽有關速度、流量與角度最適設計之探討。

圖 1 顯示供氣流屏蔽設計評估之模擬領域，氣流屏蔽之氣流出口位於模擬風下風處 1 m 高度65 cm 處，而模擬之噴頭則位於氣流出口下方15 cm 處，模擬所用之噴頭資料係以由 Malvern 雷射粒徑分析儀所獲得 TeeJet XR8002 噴頭之霧粒特性，按 Rosin-Rammler 粒徑與霧粒質量分佈[7]加以配湊而得下述之公式：

$$M_d = e^{-\left(\frac{d}{179.5}\right)^{1.64}}$$

此處 M_d 代表所有霧粒粒徑大於某特定粒徑 d 之質量比率（以小數表示），而 d 代表霧粒粒徑（以μm 表示）。所配湊 Rosin-Rammler 粒徑與霧粒質量分佈與原始之量測數據被比較並顯示於圖 2 中，顯然地，此一配湊之粒徑分佈在較大與較小霧粒範圍並非十分理想，但足以代表 TeeJet XR8002 噴頭而於本模擬研究中作爲比較之標準。

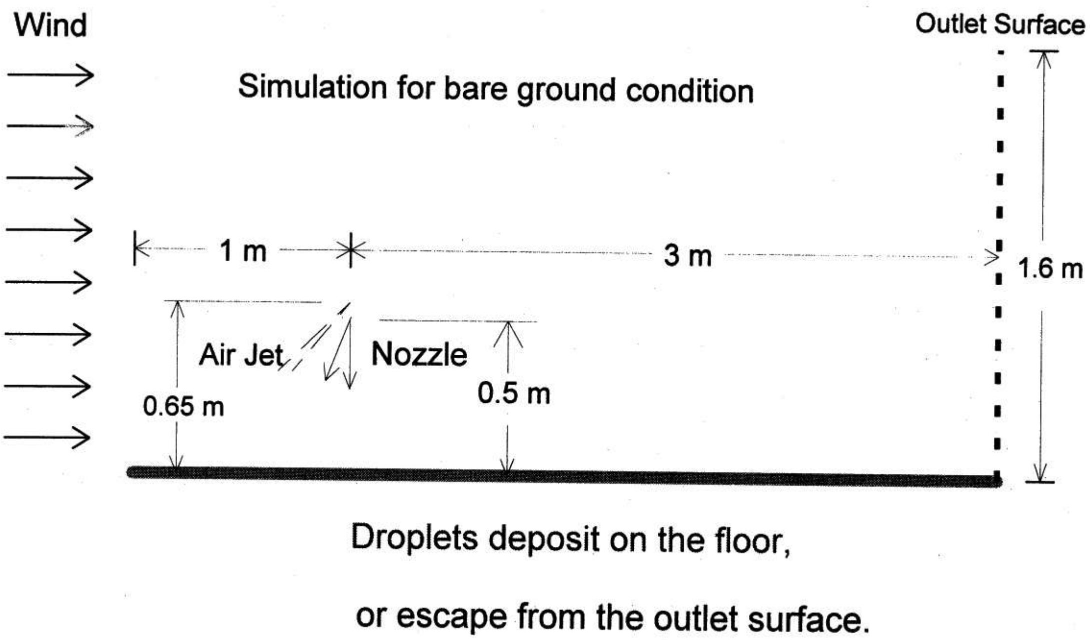

圖 1. 氣流屏蔽之模擬領域
Fig. 1. The simulation domain of pneumatic shields.

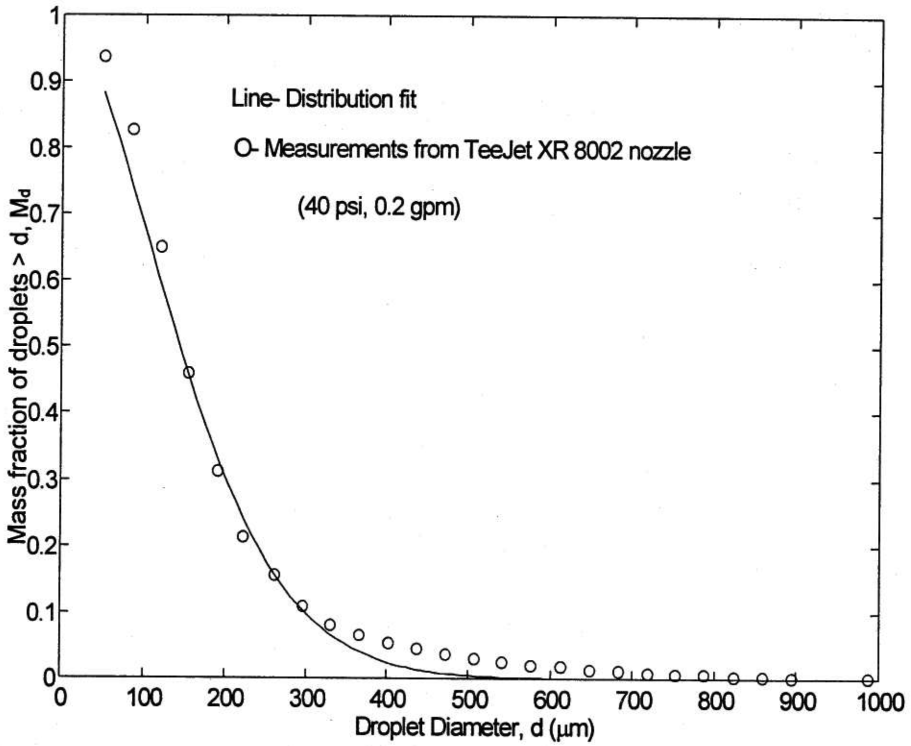

圖 2. TeeJet XR 8002 噴頭之 Rosin-Rammler 粒徑與霧粒質量分佈
Fig. 2. Rosin-Rammler size distribution fit for TeeJet XR 8002 nozzle.

爲聚焦於 TeeJet XR8002 噴頭所產生霧粒之主要粒徑範圍，本研究中所有模擬只考慮粒徑從50至600μm，而且爲模擬方便只有100個霧粒被釋放並加以分析，其粒徑分佈按下述之線性公式決定之。

$$d_I = d_{min} + \frac{d_{max} - d_{min}}{N-1}(I-1)$$

此處 d_I 代表第 I 個霧粒之粒徑（μm），d_{min} 乃最小之霧粒粒徑（50μm），d_{max} 乃最大之霧粒粒徑（600μm），N 代表模擬之總霧粒數（100），I 表示每一霧粒用之指數，從 1 至 N 。模擬所釋放之100個霧粒抑沈積附著於地上或從位於噴頭下風 3 m 處之出口而逃逸出模擬區域，本研究按 Young 氏[36]之定義稱此逃出模擬區域之部份霧粒爲飄移潛勢（drift potential）。

本模擬研究中所使用氣流屏蔽之組合顯示於圖 3 中，爲便於相對比較，使用噴頭之傳統噴霧、氣輔噴霧與擬氣流剪切噴霧也包括於此模擬研究中，所進行之模擬組合與對應之模擬參數也一併顯示於圖 3 中。

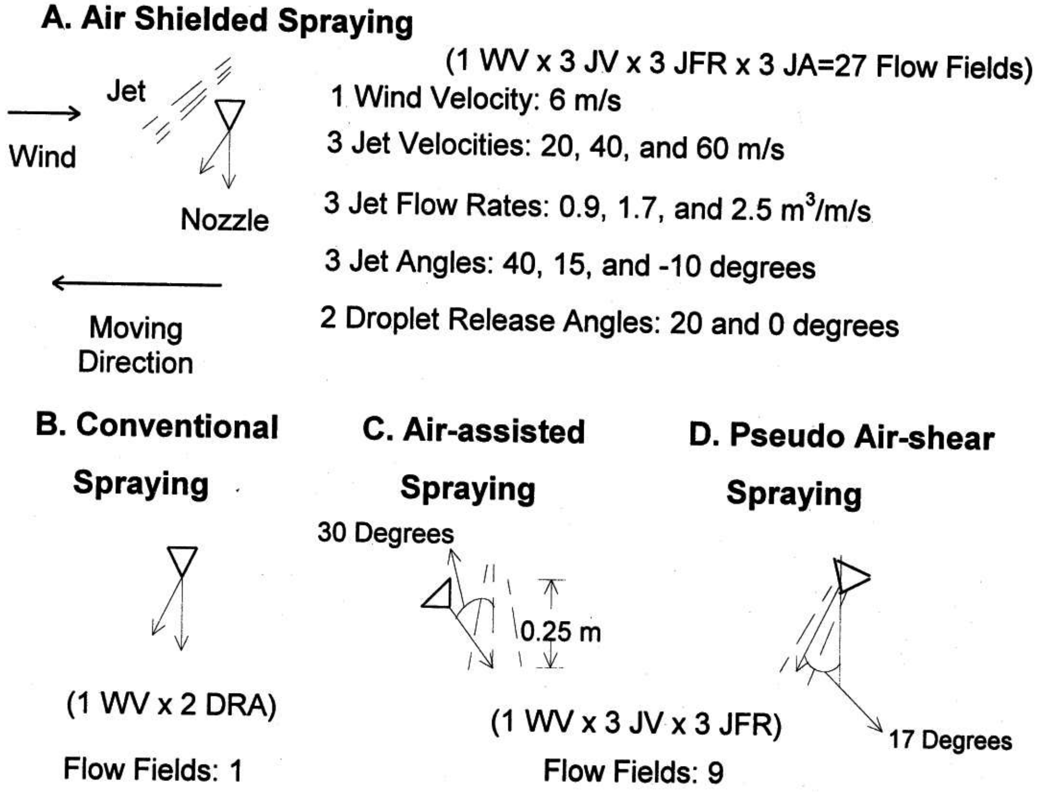

圖 3. 模擬所選用之氣流屏蔽與相關參數

Fig. 3. Selected pneumatic shields and other parameters used in simulations.

結果與討論

一、氣流屏蔽噴霧

圖 4 顯示由所有氣流屏蔽之模擬情況所獲得之相對飄移潛勢（relative drift potential），其係比較每個情況之飄移潛勢與霧粒釋放角 0 度下傳統噴霧之飄移潛勢而得，爲同時顯示各相對飄移潛勢對應之氣流角度，各圖點被以 1、2 或 3 加以碼化，其分別代表氣流屏蔽具40、15與－10度之氣流角

度。在54個模擬情況中有 4 個氣流屏蔽之情況增加飄移潛勢，其原因或爲太低單位長度氣流流量、太大霧粒釋放角、以及太大氣流參數組合，因此，並非所有氣流屏蔽之模擬情況皆可提供良好之飄移控制，如欲善用氣流屏蔽噴霧，最適操作參數必須仔細加以選擇。

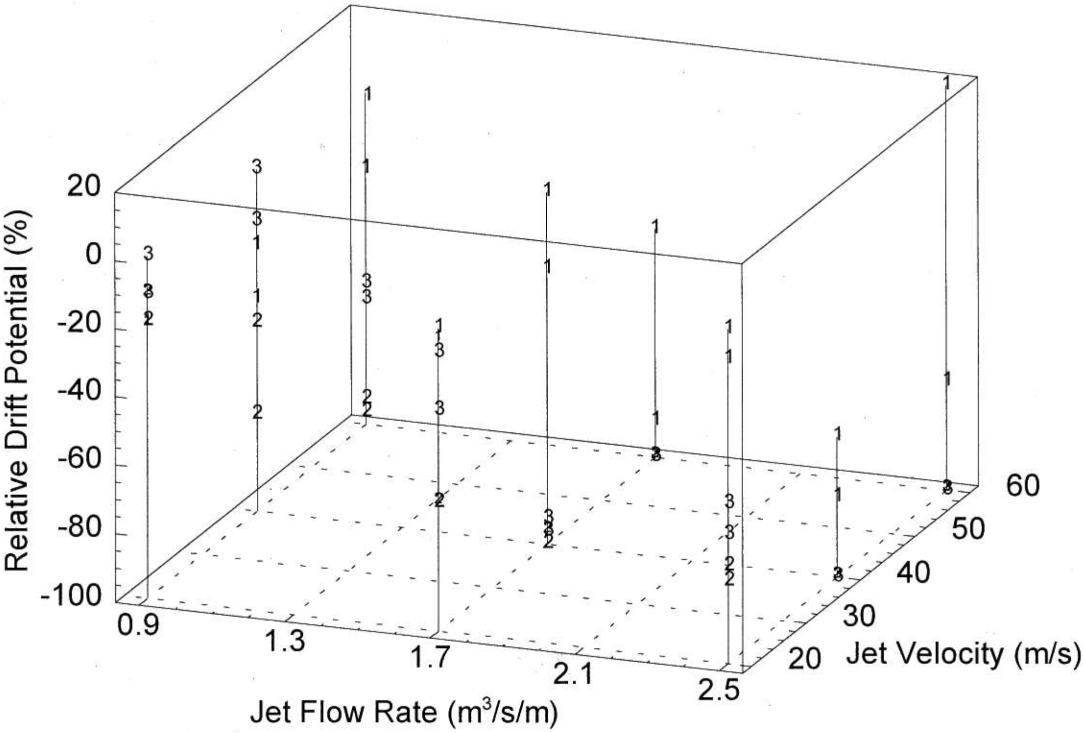

圖 4. 氣流屏蔽噴霧之相對飄移潛勢
Fig. 4. Relative drift potential for pneumatic shielded spraying.

爲了解所有變數對氣流屏蔽飄移減低之影響，統計軟體 Statgraphics（STSC，Inc.）被使用以進行95%信賴水準之多因子變方分析（multifactor analysis of variance），其結果列於表 1。三個主要因子：氣流速度（Jet Velocity, JV）、單位長度氣流流量（Jet Flow Rate, JFR）與氣流角度（Jet Angle, JA），以及兩個交感作用，JFR×JA 與 JA×DRA（霧粒釋放角）在統計分析上是顯著的。圖 5 至圖 7 顯示三個顯著因子基於95%信賴區間相對飄移潛勢之平均值圖，從圖 5 中，基於 Duncan 多重範圍分析（multiple range analysis），氣流速度20 m/s 比另一群氣流速度爲40或60 m/s 者對減低飄移潛勢較無效果。類似地，單位長度氣流流量0.9 $m^3/s/m$ 相較於另一群單位長度氣流流量爲1.7或2.5$m^3/s/m$ 者也較無減低飄移潛勢之效果（見圖 6），然而，每一氣流角度水準對減低飄移之表現卻可被視爲個別之群組，其中氣流角度在15度之水準對減低飄移效果最佳，接著是氣流角度在－10與40度之水準（見圖 7），基於前述之統計分析，爲確保較佳之飄移減低效果並減少氣流屏蔽所需之功率需求，主要變數之最適操作參數顯然爲氣流速度40m/s、單位長度氣流流量1.7$m^3/s/m$ 以及氣流角度15度。此一由多因子變方分析所得之最適操作參數與某些有關氣輔噴霧與氣流剪切噴霧之前人研究結果相當吻合[1,19,22,30]。

表 1. 氣流屏蔽噴霧相對飄移潛勢之變方分析

Table. 1. Analysis of variance of the relative drift potential from pneumatic shielded spraying.

Source of variation	Sum of squares	Degree of freedom	Mean square	F-ratio	Significant level
Main effects					
JV	16,868.797	2	8,434.398	24.622	0.0000
JFR	13,200.220	2	6,600.110	19.267	0.0000
JA	24,220.693	2	12,110.347	35.352	0.0000
DRA	469.310	1	469.310	1.370	0.2517
Interactions					
JV×JFR	3,020.3062	4	755.0765	2.204	0.0943
JV×JA	2,212.9784	4	553.2446	1.615	0.1982
JV×DRA	1,267.4178	2	633.7089	1.850	0.1760
JFR×JA	4,417.4568	4	1,104.3642	3.224	0.0269
JFR×DRA	441.2687	2	220.6344	0.644	0.5328
JA×DRA	2,737.0417	2	1,368.5208	3.995	0.0298
Residual	9,591.6771	28	342.55989		
Total	78,447.166	53			

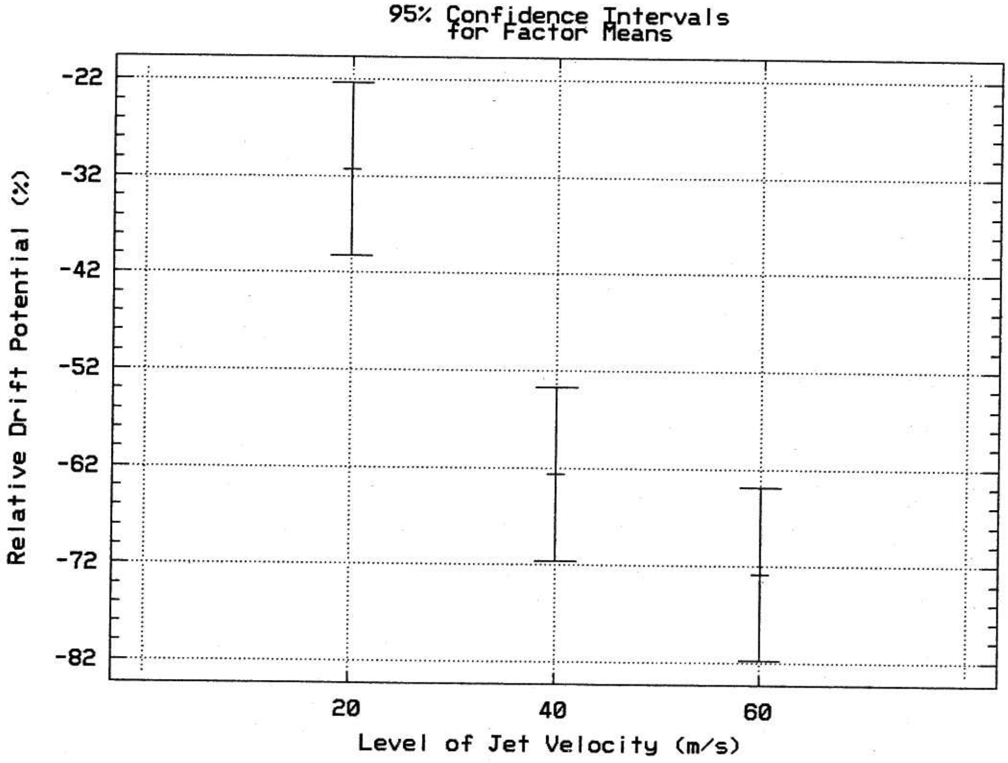

圖 5. 氣流速度三水準之95%信賴區間平均值圖

Fig. 5. Mean plot (95% confidence intervals) for three levels of jet velocity.

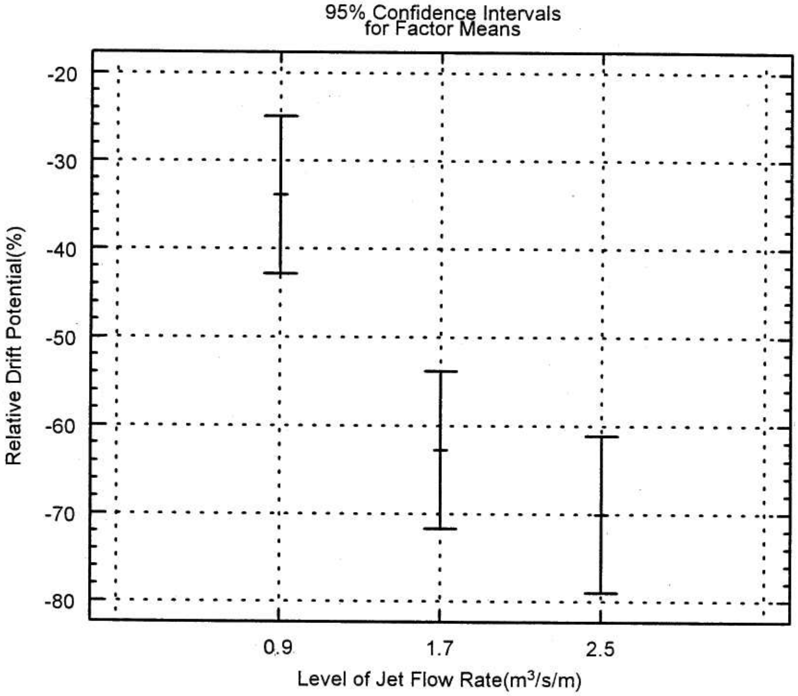

圖 6. 單位長度氣流流量三水準之95%信賴區間平均值圖

Fig. 6. Mean plot (95% confidence intervals) for three levels of jet flow rate.

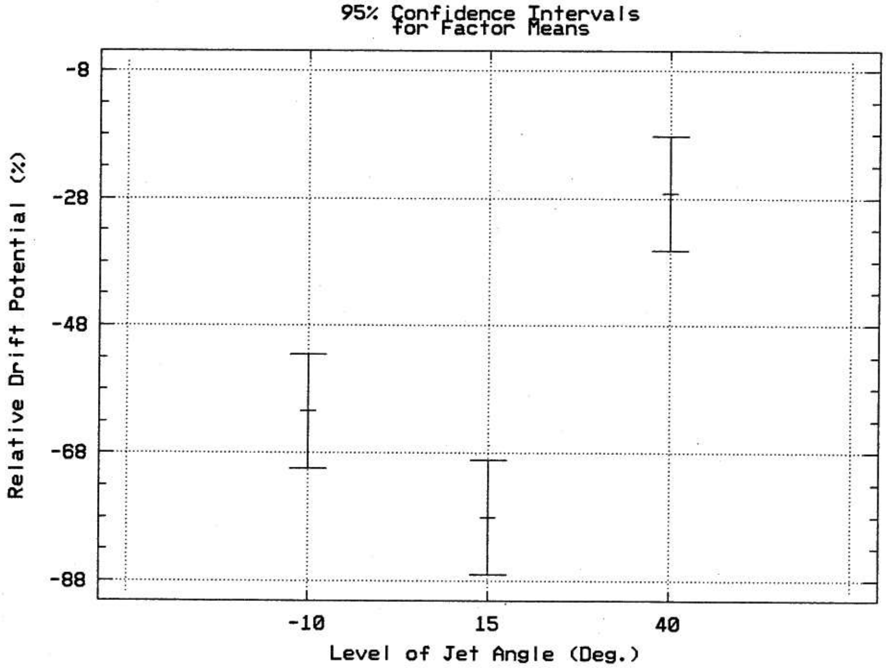

圖 7. 氣流角度三水準之95%信賴區間平均值圖

Fig. 7. Mean plot (95% confidence intervals) for three levels of jet angle.

圖 8 與圖 9 分別顯示具最適操作參數模擬狀況下流場之速度等高線圖與速度向量圖，很明顯地，具15度角之氣流受速度爲 6 m/s 之風影響而改變成幾乎直接向下，其有效地攜帶所有霧粒向下至目標區（見圖10），因此，飄移潛勢被有效地降低。圖 8 中流場之速度等高線圖清楚顯現氣流形成一屏蔽以隔絕風之影響，而氣流屏蔽之形成很自然地於屏蔽之正後方產生一低速度區，其對噴霧飄移之影響有待進一步之研究加以解答。圖10中霧粒軌跡之不同顏色係代表不同之霧粒直徑，深藍色者代表霧粒直徑介於50至94.4μm 間，藍色者代表霧粒直徑介於100至283 μm 間，而綠色、黃色與紅色者分別代表霧粒直徑從289遞增至600 μm。

顯示於圖11中，單位長度氣流流量與氣流角度之交感作用更進一步地肯定主要效果分析之發現，單位長度氣流流量1.7與2.5$m^3/s/m$ 降低飄移潛勢比單位長度氣流流量0.9 $m^3/s/m$ 更多，而隨著每一固定單位長度氣流流量之曲折線，飄移潛勢於氣流角度15度時降至最低，尤其，當氣流角度爲40度時，三單位長度氣流流量水準間相對飄移潛勢並無顯著之差異，此意味著爲善用高單位長度氣流流量，氣流屏蔽之氣流角度必須保持在－10或15度。

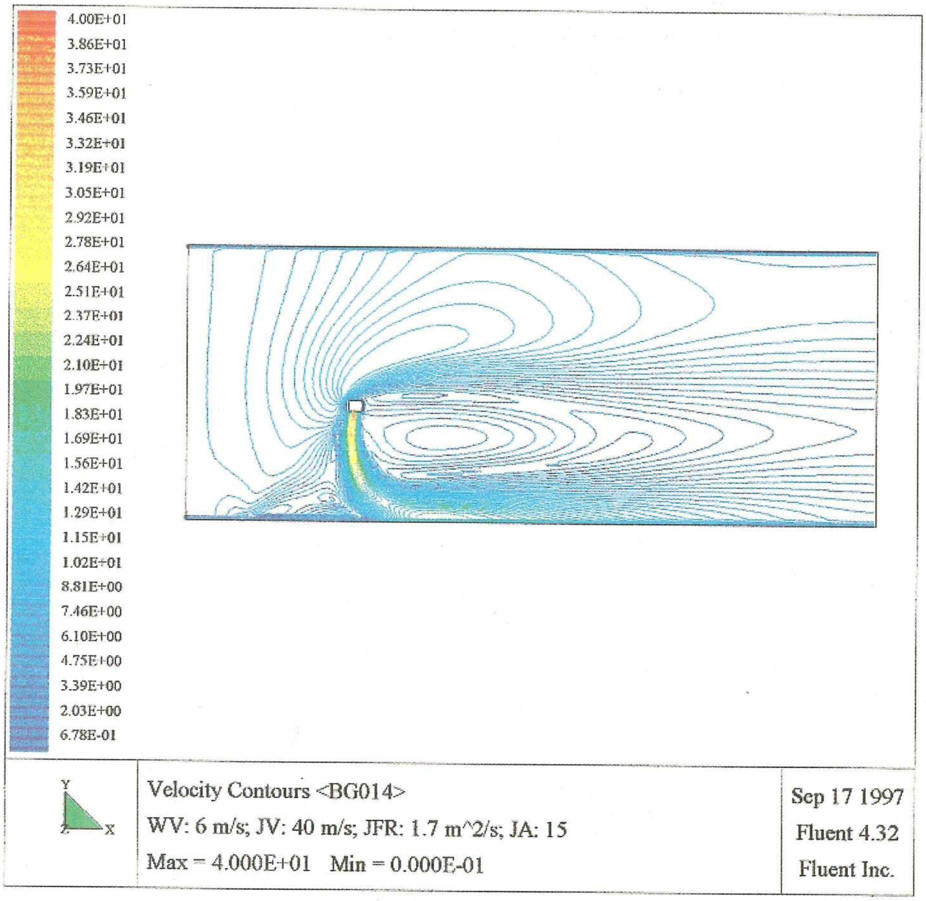

圖 8. 具最佳操作參數氣流屏蔽之流場速度等高線圖

Fig. 8. Velocity contour plot of a pneumatic shield with optimal operating parameters.

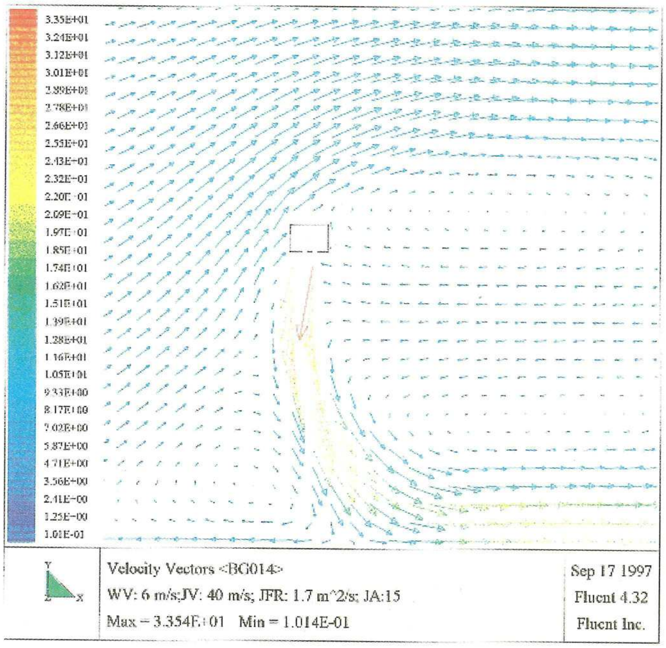

圖 9. 具最佳操作參數氣流屏蔽之流場速度向量圖

Fig. 9. Velocity vector plot of a pneumatic shield with optimal operating parameters.

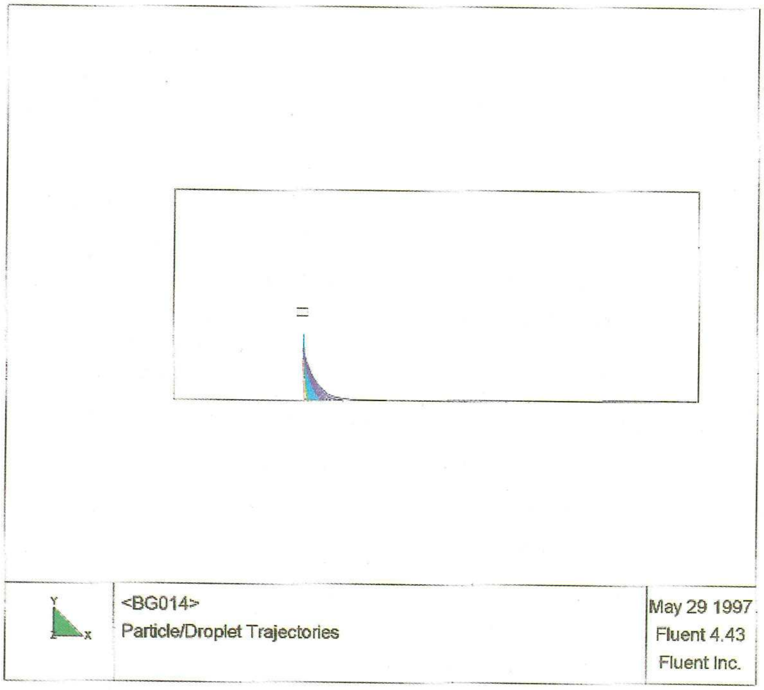

圖 10. 具最佳操作參數氣流屏蔽之霧粒軌跡圖

Fig. 10. Droplet trajectories for the pneumatic shield with optimal operating parameters.

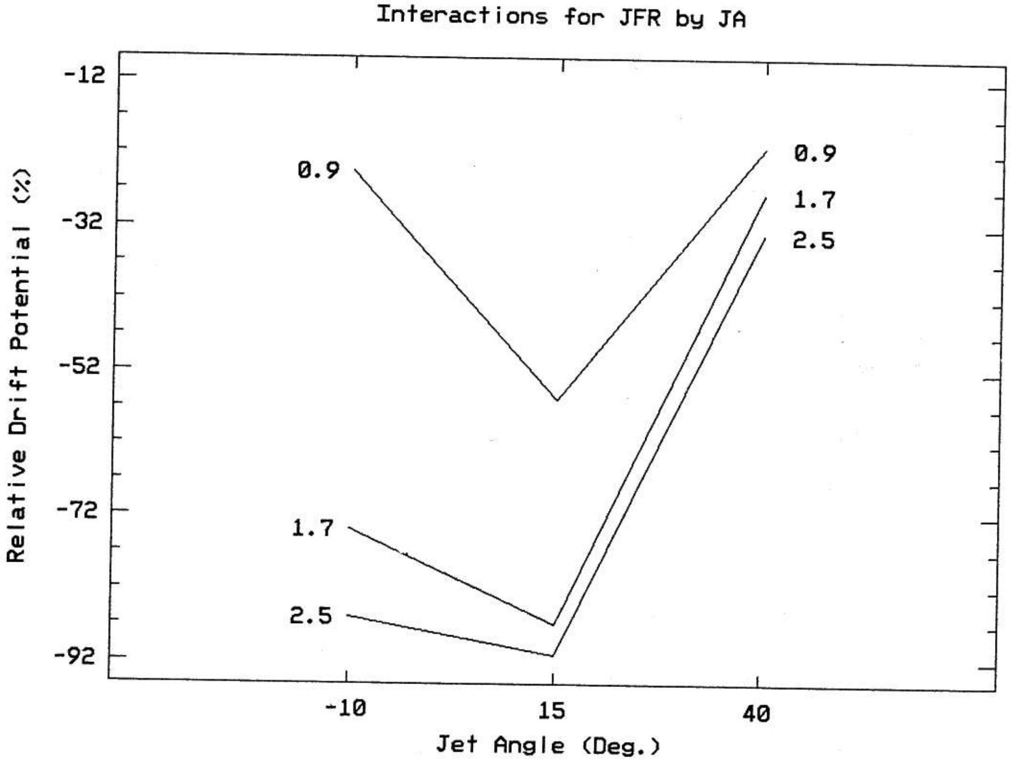

圖 11. 單位長度氣流流量與氣流角度對相對飄移潛勢之交感作用

Fig. 11. Interactions for jet flow rates by jet angles for relative drift potential.

圖12顯示氣流角度與霧粒釋放角度對相對飄移潛勢之交感作用，相對於氣流角度爲40度氣流角度保持在－10或15度時，霧粒釋放角度20度產生較高之相對飄移潛勢，此種情形是可預期的，因爲霧粒釋放角爲20度時，霧粒係逆風而被釋放，然而，當氣流角度爲40度時霧粒釋放角20度比 0 度產生較少之相對飄移潛勢，此可能起因於轉向之氣流，圖13顯示此種情形之速度向量流場，此屏蔽氣流具氣流角度40度、單位長度氣流流量2.5m^3/s/m 以及氣流速度 60 m/s 因受風之影響而一分爲二，圖中沿屏蔽氣流之兩側有清楚之迴漩渦流顯現，當霧粒被以釋放角20度加以釋放時，係跟隨著高速氣流而被帶至地表，僅有小霧粒從地上轉向而逃逸變成飄移（見圖14）。相反地，當霧粒被直接往下釋放時，他們遭遇轉向之氣流，在此情形下，較多霧粒被此轉向之氣流揚起而變成飄移（見圖15）。

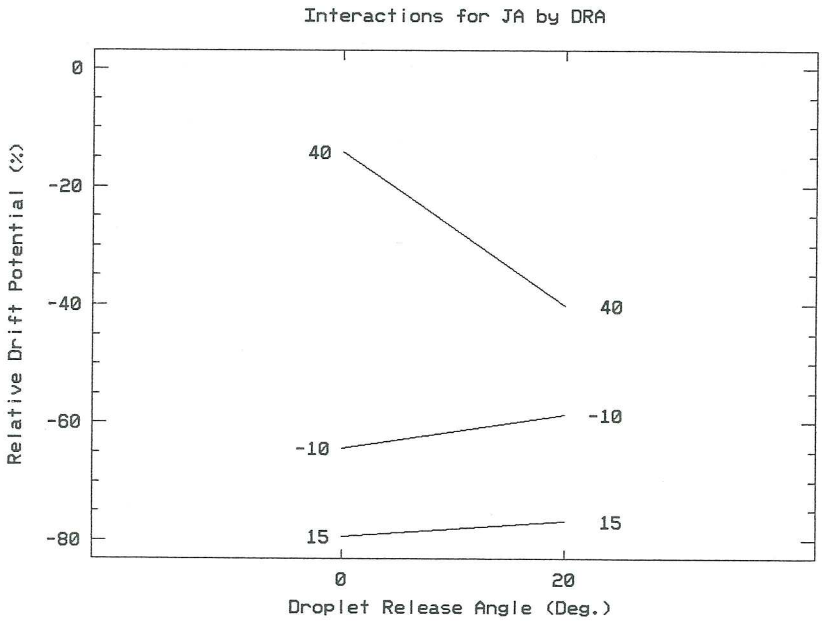

圖 12. 氣流角度與霧粒釋放角對相對飄移潛勢之交感作用
Fig. 12. Interactions for jet angles by droplet release angles for relative drift potential.

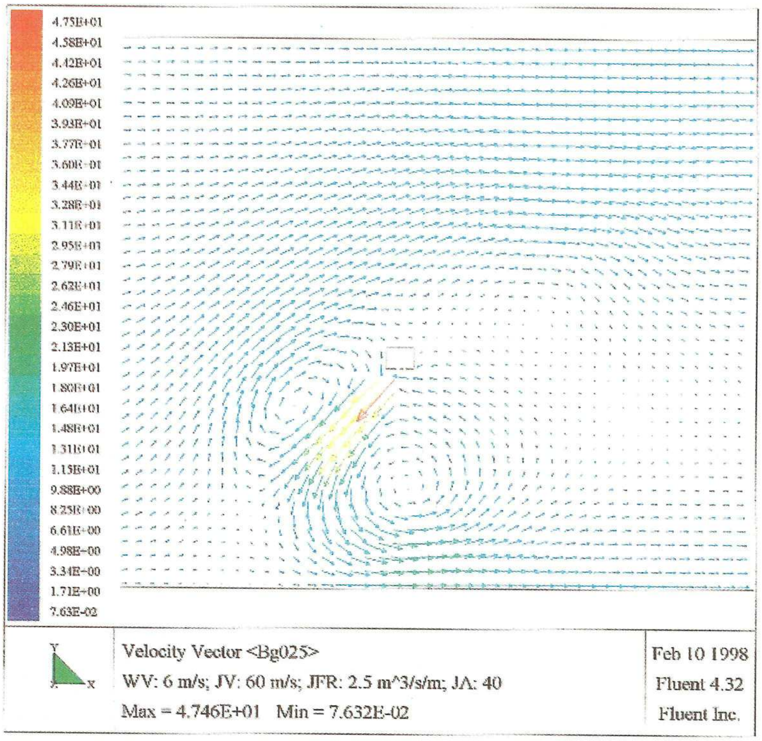

圖 13. 轉向氣流之速度向量流場
Fig. 13. Velocity vector field to show a deflected jet.

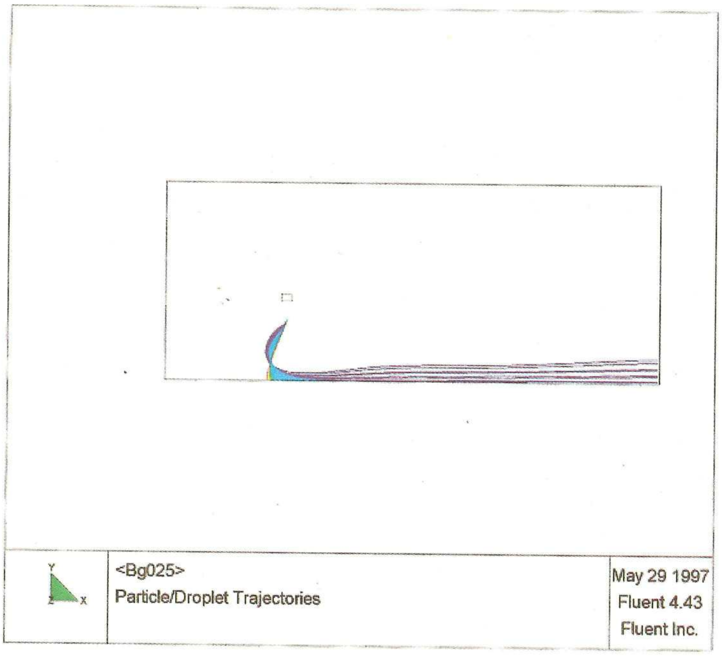

圖 14. 氣流屏蔽噴霧當霧粒往前20度釋放時之霧粒軌跡
Fig. 14. Droplet trajectories of a pneumatic shielded spraying when droplets were released 20 degrees forward.

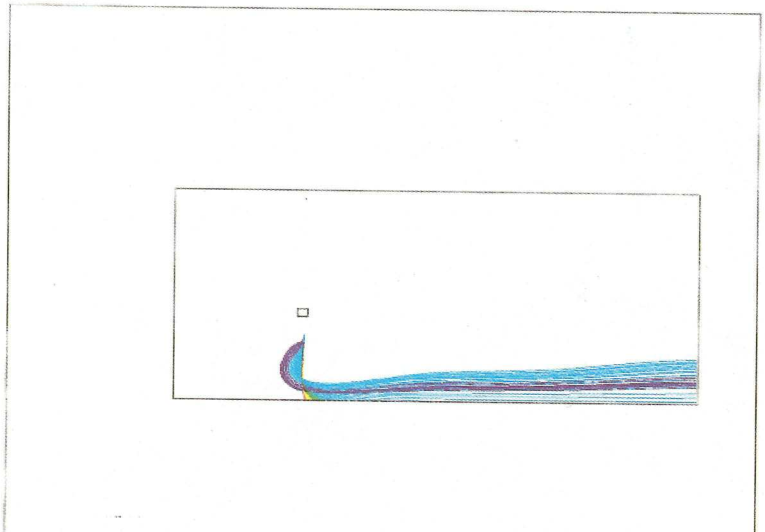

圖 15. 氣流屏蔽噴霧當霧粒直接向下釋放時之霧粒軌跡
Fig. 15. Droplet trajectories of a pneumatic shielded spraying when droplets were released straight down.

二、氣輔噴霧

圖16顯示氣輔噴霧之相對飄移潛勢，很顯然地，所有九個模擬情況都比傳統噴霧有較低之飄移潛勢，其中有兩個情況之飄移減低量小於50%，最壞之情況乃具低氣流速度20 m/s 與低單位長度氣流流量0.9m^3/s/m，在此情形下，飄移潛勢僅被減少4%。圖17顯示氣輔噴霧之範例流場，類似氣流屏蔽噴霧之流場同樣地有一低速度區位於輔助氣流之正後方，唯此低速區之範圍比氣流屏蔽噴霧者略小，其乃所用氣流噴射角度差異所致，圖18顯示對應之霧粒軌跡，儘管輔助氣流本來是直接向下，但卻受風影響而偏移向下風側，此圖也顯示氣輔噴霧之一項特徵，亦即某些小霧粒在被氣幕涵括而隨引前被向上揚起，此一特性 Walklate 氏等人[32]也曾報告過。

像氣流屏蔽噴霧一樣，一併進行氣輔噴霧相對飄移潛勢之多因子變方分析，然而，爲節省篇幅只敍述普通結果如下。氣流速度與單位長度氣流流量兩者顯著地影響相對飄移潛勢，類似氣流屏蔽噴霧，氣流速度20 m/s 比另一群具氣流速度40或60 m/s 者對減低飄移潛勢較無效果，然而，對主要效果單位長度氣流流量而言，只有單位長度氣流流量0.9 m^3/s/m 與2.5 m^3/s/m 彼此顯著差異，而單位長度氣流流量1.7 m^3/s/m 則與其他兩流量間並無顯著差異。

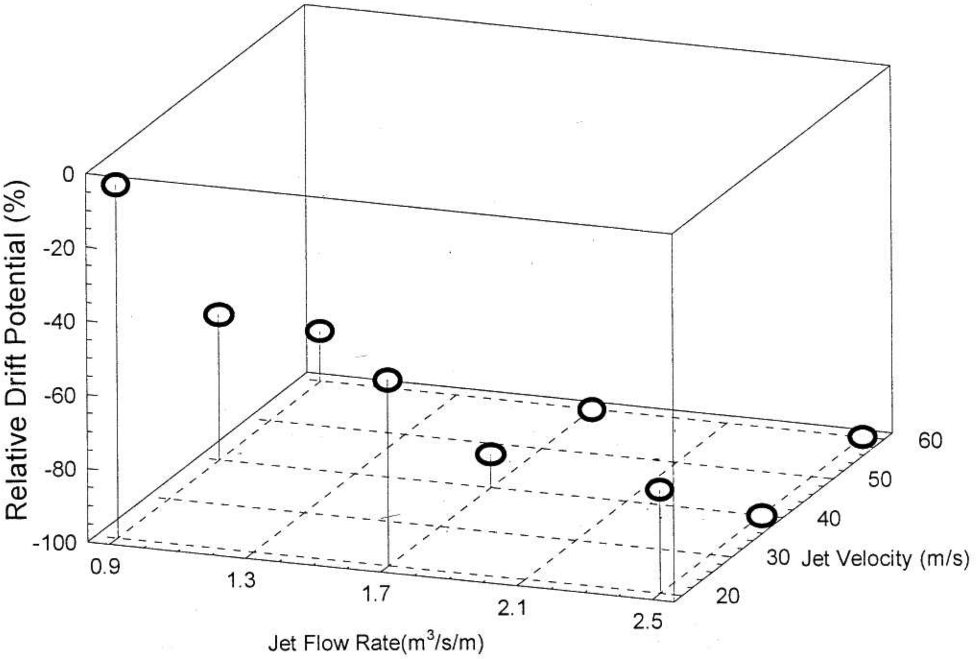

圖 16. 氣輔噴霧之相對飄移潛勢

Fig. 16. Relative drift potential for air-assisted spraying.

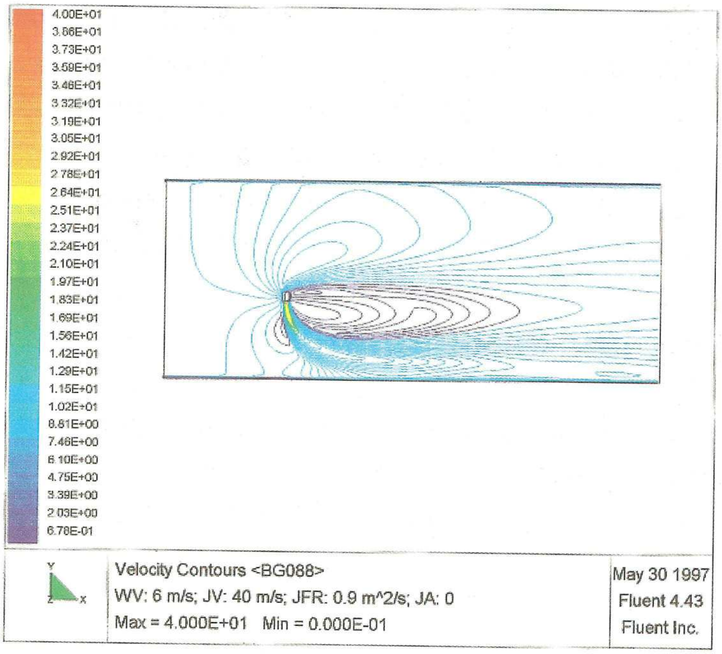

圖 17. 氣輔噴霧之範粒流場
Fig. 17. Flow field of an air-assisted spraying.

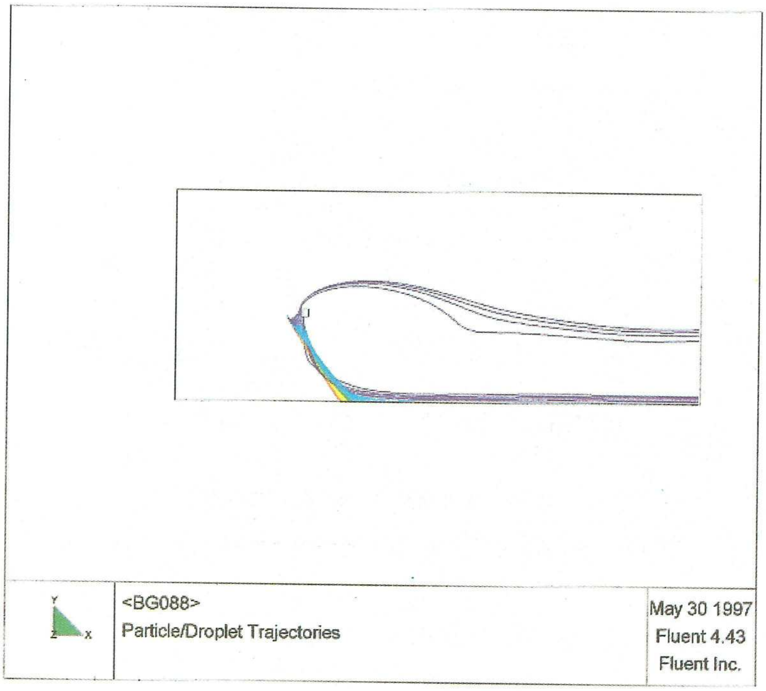

圖 18. 氣輔噴霧之霧粒軌跡
Fig. 18. Droplet trajectories of an air-assisted spraying.

三、擬氣流剪切噴霧 (Pseudo Air-Shear Spraying)

圖19顯示擬氣流剪切噴霧九個模擬情況之相對飄移潛勢，與氣輔噴霧類似，所有九個模擬情況都比傳統噴霧具較低之飄移潛勢，其中七個情況產生高於50%之飄移減低效果。圖20顯示擬氣流剪切噴霧之範例流場，其與氣流屏蔽噴霧之流場相類似，而圖21顯示對應之霧粒軌跡。通常，就擬氣流剪切噴霧而言，向前導引具17度角之氣流與小部份霧粒會因風影響而偏斜，一旦氣流速度與單位長度氣流流量足夠大，此偏斜之氣流會攜帶小霧粒向下至目標區，並阻塞氣流前方之霧粒，然而，當氣流速度與單位長度氣流流量太大時，氣流會因地面阻擋而轉向並向前流通（見圖22），其將減低擬氣流剪切噴霧壓制飄移潛勢之能力。至於相對飄移潛勢之多因子變方分析，由於相對飄移潛勢之平坦反應，並無統計上顯著之變數。

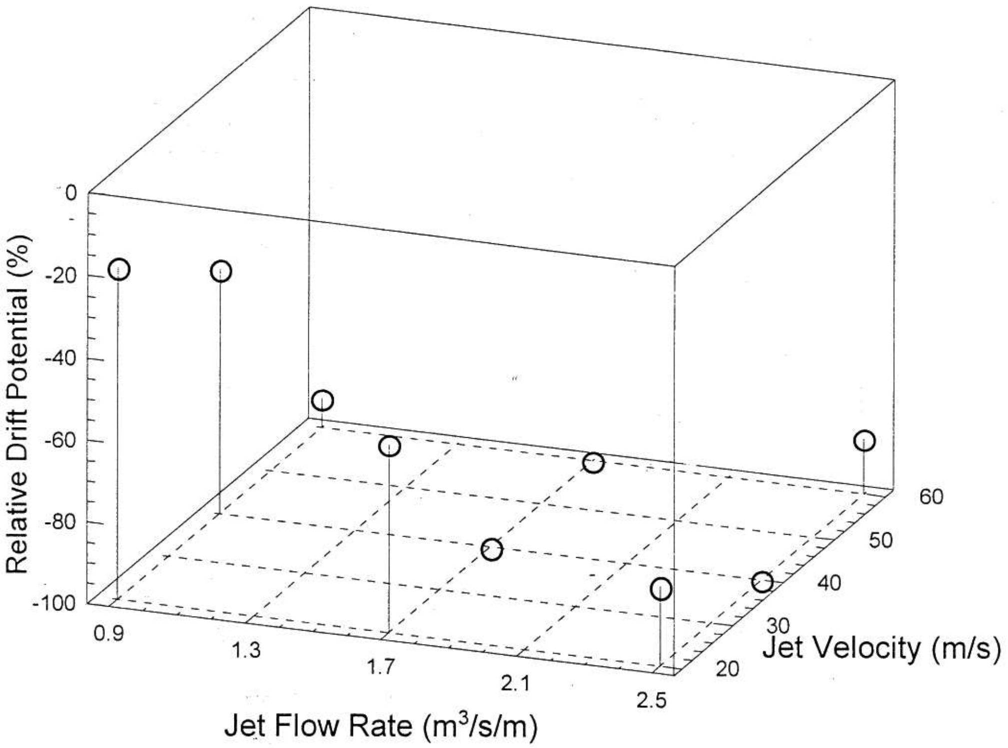

圖 19. 擬氣流剪切噴霧之相對飄移潛勢

Fig. 19. Relative drift potential for pseudo air-shear spraying.

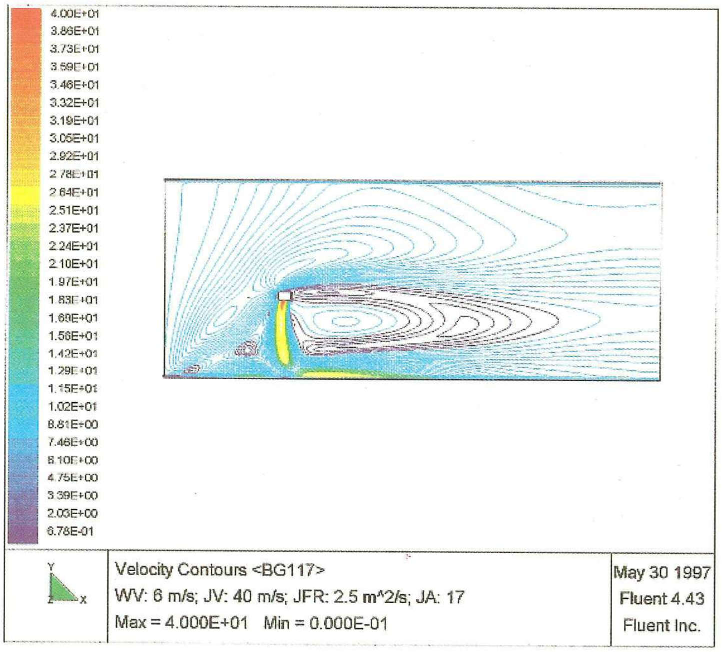

圖 20. 擬氣流剪切噴霧之範例流場
Fig. 20. Flow field of a pseudo air-shear spraying.

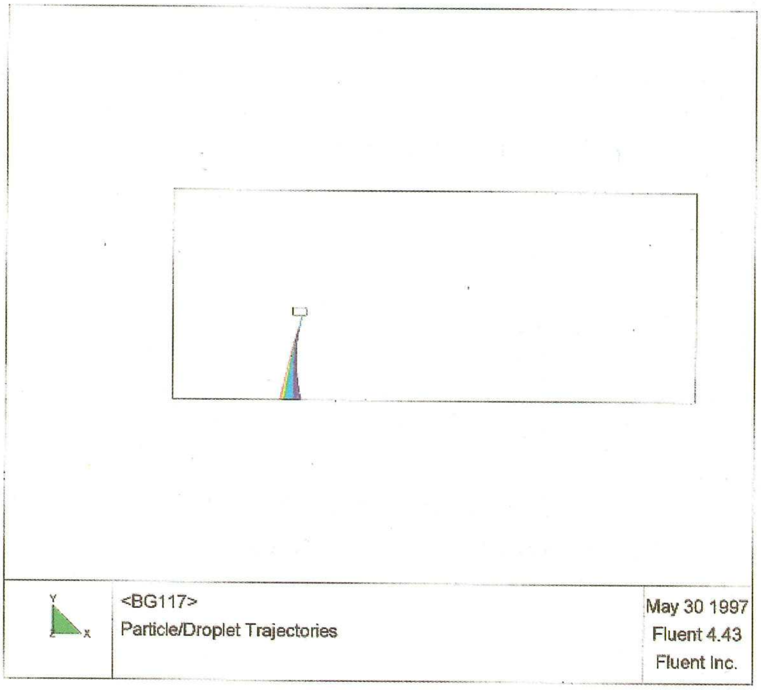

圖 21. 擬氣流剪切噴霧之霧粒軌跡
Fig. 21. Droplet trajectiories for pseudo air-shear spraying.

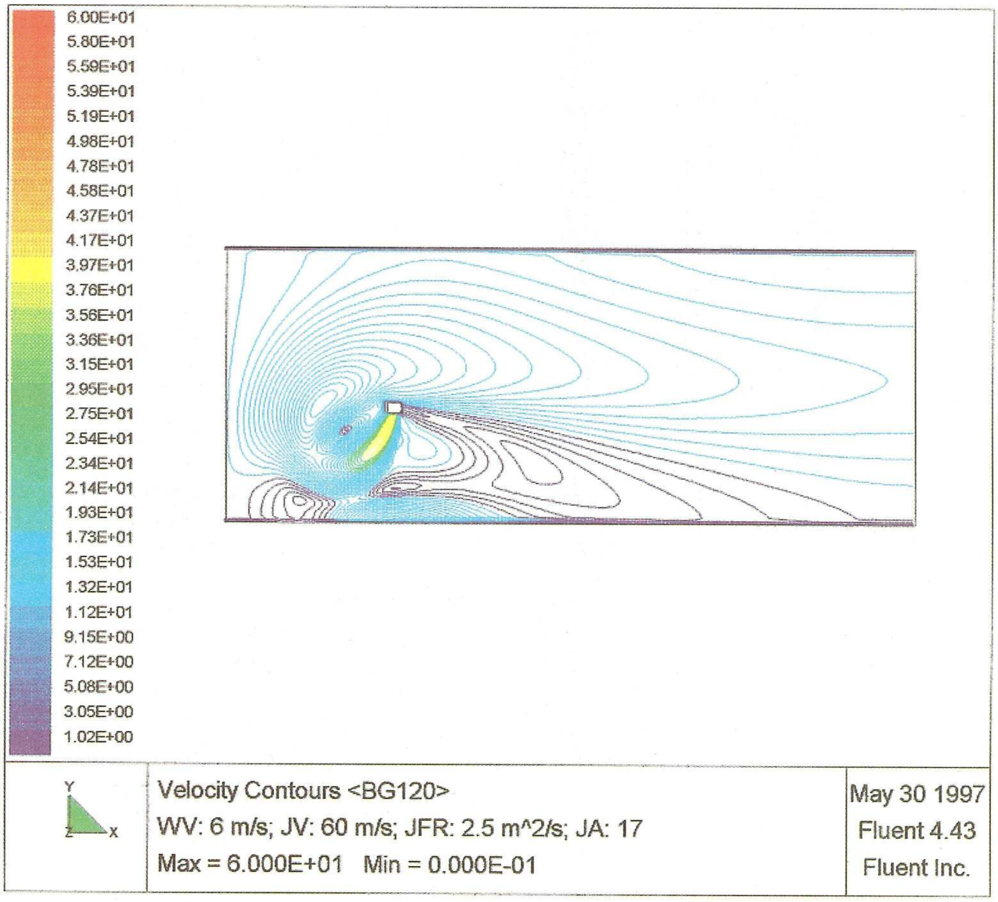

圖 22. 擬氣流剪切噴霧之流場以顯示轉向氣流
Fig. 22. Flow field of a pseudo air-shear spraying to show a deflected air jet.

四、三種噴霧系統之比較

圖23顯示三種噴霧系統基於相對飄移潛勢之比較，其中 PSS、AAS 與 PASS 分別代表氣流屏蔽噴霧（Pneumatic Shielded Spraying）、氣輔噴霧（Air-Assisted Spraying）與擬氣流剪切噴霧（Pseudo Air-Shear Spraying）；為確定此比較係基於各噴霧方法之最佳性能，最適氣流速度與單位長度氣流流量（40與60m/s，以及1.7與2.5m^3/s/m）係根據前面之分析而選擇，氣流組合中「V40＋FR1.7」係代表氣流速度為40m/s，而單位長度氣流流量為1.7m^3/s/m，餘皆類同。就氣流屏蔽噴霧而言，此比較之代表係具15度之氣流角度。如圖23所示，三種噴霧方法表現得一樣好，就這些氣流組合而言，氣流屏蔽噴霧僅於氣流速度40m/s 與單位長度氣流流量1.7m^3/s/m 之組合時比擬氣流剪切噴霧差；然而，在氣流速度60m/s 與單位長度氣流流量2.5m^3/s/m 之組合時，擬氣流剪切噴霧卻由於前述過量之氣流速度與單位長度氣流流量而比氣流屏蔽噴霧差。因此，具氣流速度大於40m/s、單位長度氣流流量大於1.7m^3/s/m，以及氣流角度為15度之氣流屏蔽噴霧頗有希望成為減低噴霧飄移之另類技術。

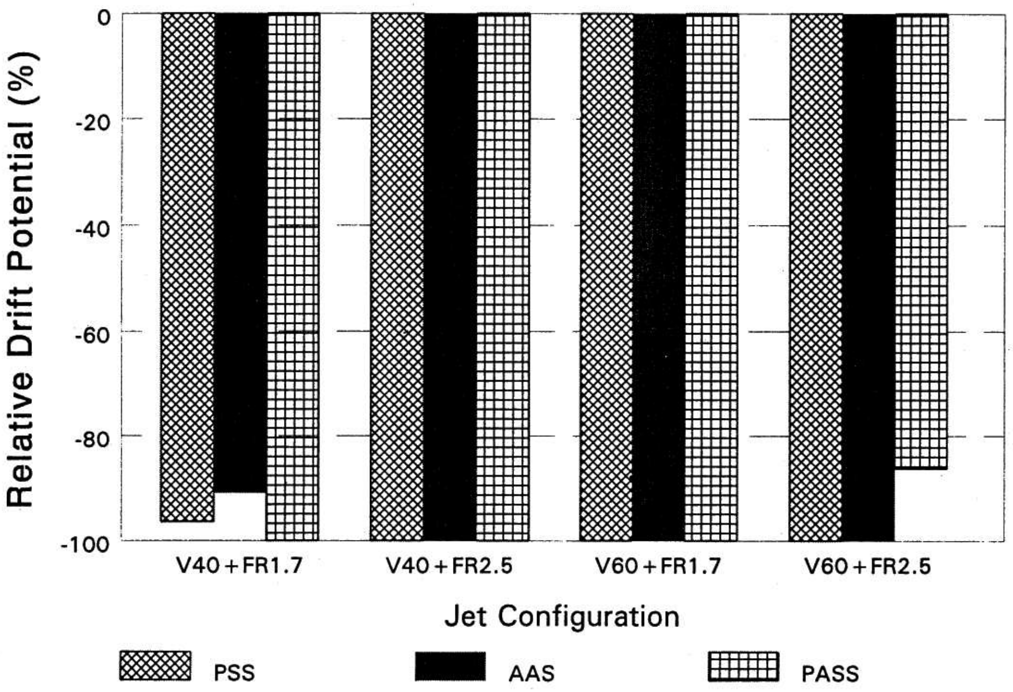

圖 23. 三種噴霧方法之相對飄移潛勢
Fig. 23. Relative drift potential for three spraying methods.

結　論

一、並非所有氣流屏蔽之模擬情形皆可提供良好之飄移控制，爲確保較佳之飄移減低效果並減少氣流屏蔽所需之功率需求，主要變數之最適操作參數經多因子變方分析選定爲氣流速度40m/s、單位長度氣流流量1.7m^3/s/m 以及氣流角度15度，此一最適操作參數與某些有關氣輔噴霧與氣流剪切噴霧之前人研究結果相當吻合。

二、除了氣輔噴霧與擬氣流剪切噴霧外，具氣流速度大於40m/s、單位長度氣流流量大於1.7m^3/s/m，以及氣流角度爲15度之氣流屏蔽噴霧頗有希望成爲減低噴霧飄移之另類技術。

三、儘管氣流屏蔽在控制噴霧飄移上顯現著實可期之潛勢，未來需朝設計氣流屏蔽之實體元件、進行田間試驗以確定飄移減低效果與沉積均勻度，以及氣流屏蔽使用之成本分析等作更進一步之研究。

誌　謝

本研究蒙美國俄亥俄州州立大學農業試驗與發展中心（OARDC/OSU）及美國農部農業研究服務農藥施用技術研究單位（USDA-ARS Application Technology Research Unit） 提供模擬所需之軟硬體，始得以完成，特此誌謝。

引用文獻

1. Brown, R. B. 1995. General principles of air-assisted sprayers. Proceedings of National Conference on Pesticide Application Technology, University of Guelph, Guelph, Ontario, Canada. pp.97—102.
2. Campbell, J. M. and D. C. Thill. 1995. Herbicide rate, drift and coverage with an air shear sprayer. Proceedings of National Conference on Pesticide Application Technology, University of Guelph, Guelph, Ontario, Canada. pp.180—189.
3. Cooke, B. K., E. C. Hislop, P. J. Herrington, N. M. Western and F. Humpherson-Jones. 1990. Air-assisted spraying of arable crops, in relation to deposition, drift and pesticide performance. Crop Protection 9 : 303—311.
4. Derksen, R. C. 1994. Air-assisted sprayer evaluations for potato pest control. ASAE Paper No. 94—1506, ASAE, St. Joseph, MI 49085.
5. Edwards, C. J. and W. E. Ripper. 1953. Droplet size, rates of application and the avoidance of spray drift. Proceedings of British Weed Control Conference pp.348—367.
6. Fehringer, R. J. and R. A. Cavaletto. 1990. Spray drift reduction with shrouded boom sprayers. ASAE Paper No. 90—1008, ASAE, St. Joseph, MI 49085.
7. FLUENT Incorporated. 1995. FLUENT user's guide. Version 4.3 Fluent Incorporated, Centerra Resource Park, 10 Cavendish Court, Lebanon, NH 03766.
8. French, H., P. Alexander and B. Young. 1993. Adoption by farmers of shielded boom technology to reduce chemical drift from boom sprays. Department of Agriculture, Victoria, Food Research Institute, Sneydes Rd., Werribee VIC 3030, Australia.
9. Gohlich, H. 1985. Deposition and penetration of sprays. BCPC MONO No. 28 Symposium on Application and Biology pp.173—182.
10. Grinstein, A., H. Frankel, M. Austerweil and G. Kritzman. 1988. Air-assisted placement spraying for Stemphylium control in seed onions. Crop Protection 7 : 356—360.
11. Hislop, E. C. 1991. Air-assisted crop spraying: an introductory review. BCPC MONO No. 46 Air-assisted spraying in crop protection. pp.3—14.
12. Hislop, E. C., N. M. Western, B. K. Cooke and R. Bulter. 1993. Experimental air-assisted spraying of young cereal plants under controlled conditions. Crop Protection 12 : 193—200.
13. Hobson, P. A., P. C. H. Miller, P. J. Walklate, C. R. Tuck. 1993. Spray drift from hydraulic spray nozzles: the use of a computer simulation model to examine factors influencing drift. Journal of Agricultural Engineering Research 54(2) : 293—305.
14. Howard, K. D. 1993. Use of mechanical shields for increased deposition. ASAE Paper No. 93—1545, ASAE, St. Joseph, MI 49085.
15. Howard, K. D., J. E. Mulrooney and L. D. Gaultney, 1994. Penetration and deposition of air-assisted sprayers. ASAE Paper No.94—1024, ASAE, St. Joseph, MI 49085.
16. Howard, K. D. and J. E. Mulrooney. 1995. Testing protocol for the evaluation of air-assisted boom sprayers. ASAE Paper No. AETC 96—116, ASAE, St. Joseph, MI 49085.
17. Lee, G. D. and J. A. Schwalb. 1989. Fuel spray evolution: comparison of experiment and CFD simulation of nonevaporating spray. ASME Paper. No. 88-GT-27 SRN-507, ASME, New York, N. Y. 10017.
18. Manor, G., A. Hofner, R. Or, G. Phishler, Y. Epstein, J. Nakash and M. Jacobi. 1989. Air stream facilitated application of cotton foliage treatments. Transactions of the ASAE 32(1) : 37—40.
19. May, M. J. 1991. Early studies on spray drift, deposit manipulation and weed control in sugar beet with two air-assisted boom sprayers. BCPC MONO No. 46 Air-assisted spraying in crop protection. pp.89—96.

20. Maybank, J., S. R. Shewchuk and K. Wallace. 1991. The use of shielded nozzles to reduce off-target herbicide spray drift. Canadian Agricultural Engineering 32 : 235—241.

21. Ozkan, H. E., A. Miralles, H. Zhu, D. R. Reichard and R. D. Fox. 1996. Shields to reduce spray drift. ASAE Paper No. 96—1077, ASAE, St. Joseph, MI 49085.

22. Panneton, B., H. Philion and R. Theriault. 1996. Spray chamber evaluation of air assisted spraying. ASAE Paper No. 96—1078, ASAE, St. Joseph, MI 49085.

23. Pompe, J. C. A. M. and H. J. Holterman. 1992. Technical aspects of pesticide application. Wageningen Agricultural University, Agrotechnion Bomenweg 4 6703 HD, Wageningen, The Netherlands.

24. Reichard, D. L., H. Zhu, R. D. Fox and R. D. Brazee. 1992a. Wind tunnel evaluation of a computer program to model spray drift. Transactions of the ASAE 35(3) : 755—758.

25. Reichard, D. L., H. Zhu, R. D. Fox and R. D. Brazee. 1992b. Computer simulation of variables that influence spray drift. Transactions of the ASAE 35(5) : 1401—1407.

26. Quanquin, B. J. 1992. Less drift, more on target with the twin system. ASAE Paper No. 92—1564, ASAE, St. Joseph, MI 49085.

27. Quanquin. B. J. 1995. Air-assist applied to field sprayers. Proceedings of National Conference on Pesticide Application Technology, University of Guelph, Guelph, Ontario, Canada. pp.124—126.

28. Rogers, R. B. and R. J. Ford. 1984. The windproof sprayer. ASAE Paper No. 84—1656, ASAE, St. Joseph, MI 49085.

29. Smith, D. B., F. D. Harris and B. J. Butler. 1982. Shielded sprayer boom to reduce drift. Transactions of the ASAE 25(5) : 1136—1140, 1147.

30. Taylor, W. A. and P. G. Andersen. 1989. The use of air-assistance in field crop sprayer to reduce drift and modify drop trajectories. Proceedings of Brighton Crop Protection Conference-Weeds 2, 631—639.

31. Van, N. Q. and R. H. Howell. 1976. Influence of initial turbulence intensity on the development of plane air-curtain jets. Transactions of ASHRAE 82(1) : 208—228.

32. Walklate, P. J., K. L. Weiner and C. S. Parkin. 1993. Computational fluid dynamics: a tool for evaluating air assistance sprayer design concepts. ANPP-BCPC-Second International Symposium on Pesticides Application Techniques pp.101—108.

33. Watson, D. G. and R. L. Wolff. 1985. Air carrier technique for row crop spraying application. Transactions of the ASAE 28(5) : 1445—1448.

34. Weiner, K. L. and C. S. Parkin. 1993. The use of computational fluid dynamic code for modeling spray from a mistblower. Journal of Agricultural Engineering Research 55 : 313—324.

35. Womac, A. R., J. E. Mulrooney and W. P. Scott. 1992. Characteristics of air-assisted and drop-nozzle sprays in cotton. Transactions of the ASAE 35(5) : 1369—1376.

36. Young, B. W. 1990. Droplet dynamics in hydraulic nozzle spray clouds. Formulations and Application Systems: 10th Volume, ASTM STP1078, Edited by Bode, L. E., Hazen, J. L. and Chasin, D. G. American Society for Testing and Materials, Philadelphia, US. pp.142—155.

37. Young, B. W. 1991. A method for assessing the drift potential of hydraulic nozzle spray clouds, and the effect of air assistance. BCPC MONO No. 46 Air-assisted spraying in crop protection. pp.77—86.

38. Zhu, H., D. L. Reichard, R. D. Fox, R. D. Brazee and H. E. Ozakan. 1994. Simulation of drift of discrete sizes of water droplets from field sprayers. Transactions of the ASAE 37(5) : 1401—1407.

Design Evaluation of Pneumatic Shielded Spraying System[1]

Jyh-Rong Tsay[2] and H. Erdal Ozkan[3]

Summary

Spray drift is a major concern for users of pesticides as well as people who live in areas where pesticides are sprayed. Using spray shields has been among the strategies recommended for reducing spray drift. Even though many studies pertaining to mechanical shields had shown positive effect on reducing spray drift, little information about the use of pneumatic shields was available. In this study, the design evaluation of pneumatic shielded spraying system based on comparing effects on drift reduction was conducted by using a computational fluid dynamic software, FLUENT. For purpose of relative comparisons, conventional spraying using nozzles, air-assisted spraying and air-shear spraying were also included. Main conclusions drawn from this study were as follows. Not all simulated cases of pneumatic shielded spraying provided better drift control. To ensure a better drift reduction and reduce the power required for pneumatic shielded spraying, the optimal operating parameters for the dominant variables appeared to be jet velocity of 40 m/s, jet flow rate of 1.7 $m^3/s/m$, and jet angle of 15 degrees. The optimal operating parameters obtained from a multifactor analysis of variance conforms with some previous studies about air-assisted spraying and air-shear spraying. Except air-assisted spraying and pseudo air-shear spraying, pneumatic shielded spraying with jet velocity larger than 40m/s, jet flow rate larger than $1.7m^3/s/m$ and jet angle of 15 degrees might be a promising alternative to reduce spray drift.

Key words : Pneumatic shielded, Spraying system, Design evaluation, CFD, FLUENT.

---

1. Contribution No. 1931 from Taiwan Agricultural Research Institute.
2. Associate Researcher, Department of Agricultural Engineering, TARI, Wufeng, Taichung, Taiwan, ROC.
3. Professor, Department of Food, Agricultural and Biological Engineering, Ohio State University, Columbus, OH 43210, USA.

中華農業研究

第四十七卷　第一期

中華民國八十七年三月出版

發行人：林俊義

總編輯：廖慶樑

編審委員：

農藝組：盧煌勝（主審）
王強生　呂秀英　郭益全　陳一心
楊純明　劉大江　劉新裕　蔡新聲

園藝組：蕭吉雄（主審）
王德男　施昭彰　徐信次　劉政道
歐錫坤

農化組：林木連（主審）
王鐘和　吳繼光　郭鴻裕　劉慧瑛

植病組：彭金騰（主審）
安寶貞　林正忠　張清安　程永雄
蔡武雄

昆蟲組：羅幹成（主審）
王清玲　何琦琛　周樑鎰　陳炳輝
陳健忠　鄭　允　鄭清煥

農機組：梁連勝（主審）
黃禮棟　賴建洲　蔡致榮

另聘請農業評議委員或各大學院校有關學者專家擔任審查委員。

Vol. 47, No. 1 Mar. 1998

JOURNAL OF AGRICULTURAL RESEARCH OF CHINA

PUBLISHER : Director, Chien-Yih Lin

EDITOR IN CHIEF : Ching-Liang Liaw

EDITORIAL BOARD :

Chi-Hsiung Hsiao (Horticulture)
Mu-Lien Lin (Agri. Chemistry)
Lien-Sheng Liang (Agri. Engineering)
Kang-Chen Lo (Applied Zoology)
Hung-Shung Lu (Agronomy)
Jin-Torng Peng (Plant Pathology)

EDITORIAL ADVISORY BOARD :

Pao-Jin Ann
Chin-An Chang
Bing-Huei Chen
Chien-Chung Chen
Yi-Shin Chen
Ching-Huan Cheng
Edward Yun Cheng
Yung-Hsiung Cheng
Liang-Yih Chou
Horng-Yuh Guo
Chyi-Chen Ho
Hsin-Tszu Hsu
Li-Duhng Huarng
Yih-Chuan Kuo
Chien-Chou Lai
Cheng-Chung Lin
Tsung-Dao Liou
Dah-Jiang Liu
Huey-Ing Liu
Sin-Yie Liu
Hsiu-Ying Lu
Shyi-Kuan Ou
Jau-Chang Shih
Wu-Hsiung Tsai
Hsin-Sheng Tsay
Jyh-Rong Tsay
Chan-Sen Wang
Chin-Ling Wang
Chong-Ho Wang
Der-Nung Wang
Chi-Guang Wu
Chwen-Ming Yang

Reviewers of Related Fields are Invited from Universities, other Research Organizations, and the Evaluation Committee of Agricultural Researches, Taiwan Provincial Department of Agriculture and Forestry.

統一編號
030853870046

Vol. 47, No. 1 Mar. 1998

JOURNAL OF AGRICULTURAL RESEARCH OF CHINA

(Formerly Journal of Taiwan Agricultural Research)

CONTENTS

Regional Adaptability Trials of Elite Hsian-tsao Strains (*Mesona procumbens* Hemsl.) .... Min-Fu Hu, Jin-Long Jiang, Tsai-Li Koun, Hsiu-Ying Lu and Sin-Yie Liu ... 1

Comparative Study of a Piecewise Linear Regression Model with the Conventional Regression Model for Assessing Nonlinear Environmental Responses of Crops .... Hsiu-Ying Lu ... 12

Studies on the Reducing Ratio of Seed Moisture Content in the Dry Room of NPGRC .... Ming-Jen Fan, Chiu-Kai Wey, Ting-Rong Shu and I-Mei Huang ... 28

Selection for Monoecious Lines of Spinaches (*Spinacia oleracea* L.) ... San-Tai Wang, Chi-Hsiung Hsiao, Shing-Jy Tsao and Min-Mao Tseng ... 54

Cultivar's Differences in Nitrate Content of Lettuce (*Lactuca sativa* L.) .... San-Tai Wang, Shen-Lin Lin, Woo-Nang Chang and Chi-Hsiung Hsiao ... 63

Design Evaluation of Pneumatic Shielded Spraying System .... Jyh-Rong Tsay and H. Erdal Ozkan ... 71

Published by

THE TAIWAN AGRICULTURAL RESEARCH INSTITUTE

Taichung, Taiwan, Republic of China